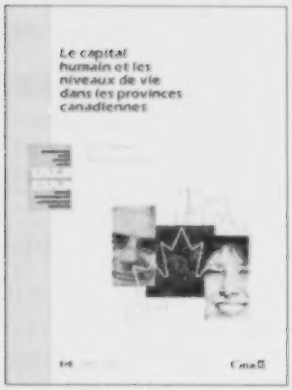
N° 89-552-MIF au catalogue, n° 14

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Le capital humain et les niveaux de vie dans les provinces canadiennes



Serge Coulombe et Jean-François Tremblay

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

106-03855/

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Services aux clients, Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-7608; sans frais : 1 800 307-3382; télécopieur : (613) 951-9040; courrier électronique : educationstats@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 89-552-MIF au catalogue est disponible gratuitement. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Nos produits et services.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136. Les normes de services sont aussi publiées sur www.statcan.ca sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Le capital humain et les niveaux de vie dans les provinces canadiennes

Serge Coulombe et Jean-François Tremblay
Département de science économique, Université d'Ottawa

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Avril 2006

N° 89-552-MIF au catalogue, n° 14
ISSN 1480-9524
ISBN 0-662-71629-9
Périodicité : Irrégulier
Ottawa

This publication is available in English (Catalogue no. 89-552-MIE, no. 14)

Statistique Canada

Données de catalogage avant publication de la Bibliothèque et Archives Canada

Coulombe Serge.
Le capital humain et les niveaux de vie dans les provinces Canadiennes.

(Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes)
Publié aussi en anglais sous le titre: Human capital and Canadian provincial standards of living.
ISBN 0-662-71629-9 (Internet)
CS89-552-MIF no 14

1. Ressources humaines - Canada - Provinces - Modèles économétriques.
2. Revenu - Répartition - Canada - Provinces - Statistiques.
3. Alphabétisation - Canada - Provinces - Statistiques. 4. Diplômés de l'enseignement post-secondaire - Canada - Provinces - Statistiques. 5. Salaires, Effet de l'éducation sur - Canada - Provinces - Statistiques. I. Tremblay, Jean-François. II. Statistique Canada. III. Canada. Développement des ressources humaines Canada. IV. Titre: Le capital humain et les niveaux de vie dans les provinces canadiennes. V. Collection.

HD4907.4 C6814 2006 339.20971
C2006-988027-1

Remerciements

Nous tenons à remercier Scott Murray, de Statistique Canada, pour son encouragement et ses nombreuses observations éclairées tout au long de notre projet de recherche. Les premières versions du document ont bénéficié des observations d'Angel de la Fuente, Bob Fay, Seamus McGuinness, Benoit Robidoux et des économistes de la Direction de la politique économique et fiscale de Finances Canada. Nous remercions Statistique Canada pour son soutien financier et pour son aide dans l'extraction et l'agrégation des données, ainsi que Han You pour son aide précieuse à la recherche et Patricia Buchanan pour la révision du texte en anglais. Les points de vue exprimés dans le présent document sont ceux des auteurs.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Remerciements		5
Résumé		8
Faits saillants		9
1.	Introduction	12
2.	Mesures du capital humain	15
	2.1 Données	15
	2.2 Taux de fiabilité	20
3.	Bases théoriques et méthodologie empirique	24
	3.1 Fonction de production	24
	3.2 Configurations empiriques de référence	26
	3.3 Le cadre de travail de la convergence-croissance	27
	3.4 Autres renseignements sur les techniques d'estimation	28
4.	Résultats	30
	4.1 La littératie ou la réussite universitaire comme indicateur du capital humain	30
	4.1.1 Estimations des indicateurs du capital humain	30
	4.1.2 La structure d'urbanisation	35
	4.1.3 Variables fictives provinciales	36
	4.2 Littératie des hommes et littératie des femmes	37
	4.3 Combinaison des indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire	39
	4.4 Résultats des régressions de convergence	40
5.	Conclusions	43
Bibliographie		45
Notes en fin de texte		47

Table des matières

Figure 1	Pourcentage de la population âgée de 16 à 65 ans possédant un grade universitaire (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)	16
Figure 2	Notes moyennes en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)	17
Figure 3	Écart-type de l'indicateur de la réussite universitaire	18
Figure 4	Écart-type de l'indicateur de la littératie	18
Figure 5	Revenu par habitant (moins les paiements de transfert) (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)	19
Figure 6	Écart-type de l'indicateur du revenu par habitant	19
Tableau 1	Taux de fiabilité des données sur la littératie et la scolarité	22
Tableau 2	Estimations à effets fixes du modèle de régression R1	31
Tableau 3	Estimations du modèle structurel de régression R2	32
Tableau 4	Résultats d'estimation pour le modèle de cinq ans, R1 et R2	33
Tableau 5	Estimation à effets aléatoires du modèle R3	34
Tableau 6	Littératie des hommes et des femmes	38
Tableau 7	Combinaison des indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire retardée	39
Tableau 8	Résultats de l'estimation pour le modèle de régression de la convergence R4	41

Résumé

Dans le présent document, nous examinons le rôle que joue l'accumulation du capital humain dans la détermination des niveaux relatifs du revenu par habitant dans les provinces canadiennes. Nous faisons surtout appel à deux indicateurs différents du capital humain, fondés respectivement sur la réussite universitaire et sur les résultats en littératie. Nous construisons une série chronologique synthétique du niveau de littératie moyen des entrants sur le marché du travail pour chaque période comprise entre 1951 et 2001 d'après le profil démographique des résultats en littératie tirés de l'Enquête sur la littératie et les compétences des adultes de 2003. Les chiffres du recensement fournissent, depuis 1951, le pourcentage de la population d'âge actif possédant un grade universitaire. Nos principaux résultats sont les suivants : premièrement, les deux indicateurs du capital humain constituent de solides variables prédictives des niveaux relatifs du revenu par habitant (moins les paiements de transfert) dans les provinces, ainsi que des taux relatifs d'urbanisation et de certains chocs propres à l'Alberta et au Québec. Deuxièmement, les compétences acquises grâce à une année de scolarité supplémentaire se traduisent par une hausse d'environ 7,3 % du revenu par habitant. Troisièmement, nous constatons que notre indicateur de la littératie ne s'avère pas supérieur à celui de la réussite universitaire. Cette constatation tranche nettement avec notre résultat obtenu récemment à l'échelle transnationale (Coulombe, Tremblay et Marchand [2004]) et semble dénoter une substantielle erreur de mesure dans les données transnationales sur la scolarité. Quatrièmement, en portant expressément sur des économies régionales dont les niveaux d'infrastructure sociale et de développement social sont semblables, notre analyse fournit peut-être des estimations plus fiables de l'apport de l'accumulation du capital humain aux niveaux de vie relatifs.

Faits saillants

Dans le présent document, nous examinons le rôle que joue l'accumulation du capital humain dans la détermination des niveaux relatifs du revenu par habitant, à l'exclusion des paiements de transfert aux personnes, dans les provinces canadiennes entre 1951 et 2001. Notre analyse empirique nous permet de mieux comprendre les disparités provinciales canadiennes et représente un apport à la mesure du capital humain en utilisant des indicateurs différents fondés sur la réussite universitaire, les résultats en littératie et les années de scolarité. Nous constatons notamment que les indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire constituent tous deux de solides variables prédictives du niveau relatif du revenu par habitant et que le rendement macroéconomique du capital humain est important. En portant expressément sur les provinces canadiennes dont l'infrastructure sociale est relativement semblable, notre analyse nous permet également de distinguer l'apport du capital humain de celui des améliorations institutionnelles ou de l'investissement dans l'infrastructure sociale, qui ont tous deux reçu une attention considérable dans les études récentes de la croissance transnationale.

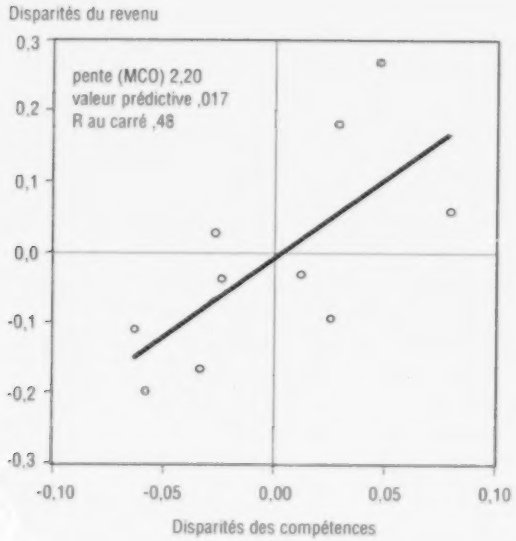
Le cadre de travail

Le cadre théorique qui sous-tend notre analyse empirique est celui d'une économie ouverte à mobilité parfaite du capital physique, qui reflète assez bien la réalité des provinces canadiennes. Dans une petite économie ouverte à mobilité parfaite du capital pour le financement de l'investissement dans le capital physique, mais où existe une contrainte active pour le financement de l'investissement dans le capital humain, la théorie économique suppose que l'accumulation du capital humain constitue le principal déterminant du revenu par habitant (Barro, Mankiw et Sala-i-Martin 1995). En raison de la complémentarité entre le capital physique et le capital humain dans le processus de production, le taux de rendement du capital physique est déterminé par le ratio du capital humain au travail. Par conséquent, même si le capital peut circuler librement d'une économie à l'autre par suite de légers écarts dans le taux de rendement, il n'est pas possible d'égaliser le ratio du capital physique au travail d'une économie à l'autre. L'accumulation du capital humain constitue donc le principal déterminant de l'accumulation du capital physique et du revenu par habitant.

Le diagramme de dispersion sur la page suivante offre un premier aperçu approximatif de la relation entre le revenu par habitant et le capital humain selon les provinces, mesurée par notre indicateur fondé sur les résultats en littératie (décrit plus loin en détail). Cette figure montre une relation manifeste et positive entre le revenu par habitant et les compétences dans chaque province, ces deux aspects étant mesurés par rapport à la moyenne transversale. De plus, le résultat d'une régression simple montre que les disparités des compétences pourraient expliquer jusqu'à 48 % des disparités du revenu. Naturellement, le coefficient de pente est biaisé dans la mesure où le capital humain est en corrélation avec d'importantes variables omises dans cette régression simple. Notre analyse empirique montre notamment que le taux relatif d'urbanisation des provinces, qui est en corrélation positive avec les résultats en littératie, a un effet positif et significatif sur le revenu par

habitant. Par conséquent, l'omission de l'urbanisation dans la régression simple présentée dans la figure ci-dessous entraîne un biais vers le haut dans l'effet estimatif des compétences en littératie. Si elle est manifestement trop simple, cette régression soutient néanmoins le cadre théorique qui sous-tend l'analyse empirique plus fouillée présentée dans le document.

Disparités des compétences et du revenu



Notes : Compétences des non-migrants et revenu personnel (moins les paiements de transfert aux personnes). Dix provinces, 2003. Écarts logarithmiques par rapport à la moyenne transversale de l'échantillon.

Les données

Nous utilisons trois indicateurs différents du capital humain. Le premier est le pourcentage de la population d'âge actif possédant un grade universitaire, renseignement que le recensement fournit systématiquement depuis 1951. Le deuxième indicateur, fruit d'une méthodologie proposée par Coulombe, Tremblay et Marchand (2004), est une série chronologique synthétique de l'accumulation du capital humain construite d'après le profil démographique des résultats en littératie tirés de l'Enquête sur la littératie et les compétences des adultes (ELCA) de 2003. Plus précisément, à titre de mesure de l'investissement relatif d'une province dans le capital humain durant chaque période de cinq ans (1951 à 1956, ..., 1996 à 2001), nous utilisons le résultat moyen en littératie de la cohorte de personnes qui entraient sur le marché du travail durant cette période par rapport à la moyenne transversale. Cet indicateur souffre d'une limite évidente : il ne tient pas compte des variations du capital humain qui surviennent au cours du cycle de vie des travailleurs en raison, notamment, de la formation, de l'apprentissage par la pratique et de la détérioration des compétences. Toutefois, dans la mesure où la tendance de l'accumulation du capital humain au cours de la vie active est relativement semblable d'une province à l'autre, cette limite est, pour une bonne part, compensée par le fait qu'on prend le résultat moyen en littératie de chaque province comme ratio de la moyenne transversale. Le troisième indicateur, analogue à la variable synthétique liée à la littératie, est une série chronologique synthétique du nombre moyen d'années de scolarité des entrants sur le marché du travail durant chaque période, construite d'après les données de l'ELCA sur le nombre d'années de scolarité.

Les principaux résultats

Qu'il soit mesuré par l'indicateur de la littératie ou par celui de la réussite universitaire, l'effet estimatif du capital humain sur le revenu par habitant est positif et significatif. Par contre, l'effet de la variable synthétique liée à la scolarité est positif, mais non significatif, dans plusieurs régressions. De plus, les effets de la littératie et de la réussite universitaire s'avèrent positifs et significatifs lorsqu'on utilise simultanément les deux indicateurs comme mesures du capital humain. Ce résultat tient peut-être au fait que l'ELCA ne prend pas en compte certaines compétences habituellement acquises à l'université.

D'un point de vue quantitatif, dans les vingt régressions effectuées (selon différentes spécifications et différentes méthodes de régression), l'élasticité estimative moyenne du revenu par habitant par rapport à la littératie est de 1,43, ce qui est proche des résultats de Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) pour 14 pays de l'OCDE. En utilisant cette élasticité et les renseignements existants sur le rendement marginal du nombre d'années de scolarité en fonction des résultats en littératie (OCDE 2000) d'après les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, nous pouvons construire une estimation du rendement macroéconomique des compétences acquises grâce à une année de scolarité supplémentaire. En l'occurrence, nous constatons que les compétences acquises grâce à une année de scolarité supplémentaire se traduisent par une hausse de 7,3 % du revenu par habitant. Fait intéressant, ce chiffre s'inscrit dans la fourchette de 5 % à 15 % observée par Psacharopoulos (1994) pour le rendement individuel, sur le plan salarial, d'une année de scolarité supplémentaire. Nos constatations macroéconomiques concordent donc avec les études microéconomiques inspirées de Mincer, d'autant plus que le rendement individuel de l'éducation dans une économie hautement développée comme celle du Canada a tendance à s'inscrire dans la partie inférieure de l'intervalle de 5 % à 15 %. Ce phénomène est dû au fait que le rendement marginal de l'éducation a tendance à être inférieur dans les économies où le niveau de scolarité moyen est élevé et où le capital humain est donc relativement abondant.

Les résultats de la régression montrent également que les indicateurs du capital humain fondés sur les résultats en littératie ne sont pas supérieurs à ceux fondés sur la réussite universitaire. Cette constatation tranche nettement avec notre résultat obtenu récemment à l'échelle transnationale (Coulombe, Tremblay et Marchand 2004). Elle donne à penser qu'à l'échelle transnationale, les indicateurs de la littératie sont supérieurs à ceux de la scolarité, les résultats en littératie étant plus comparables que le nombre d'années de scolarité.

Bon nombre d'études récentes sur les déterminants des niveaux de vie relatifs dans diverses économies ont porté sur le capital humain et sur les améliorations institutionnelles ou l'investissement dans l'infrastructure sociale. De manière empirique, toutefois, il est difficile de distinguer les apports relatifs de chacun de ces facteurs à cause des problèmes liés à la mesure de la qualité des établissements et de l'infrastructure sociale. Naturellement, le fait de ne pas tenir compte des écarts dans ces facteurs entraîne des estimations biaisées de l'effet du capital humain sur le revenu par habitant dans l'éventualité probable où le capital humain serait en corrélation avec la qualité des établissements et l'infrastructure sociale. Toutefois, dans la mesure où les établissements et l'infrastructure sociale sont semblables d'une province à l'autre, notre analyse permet de calculer une estimation plus fiable de l'apport du capital humain aux niveaux de vie relatifs dans diverses économies.

Notre analyse neutralise la structure d'urbanisation et les chocs propres à l'Alberta et au Québec. Comme nous l'avons mentionné plus haut, il s'avère que le taux relatif d'urbanisation des provinces a un effet positif et hautement significatif sur le revenu relatif par habitant. De plus, les estimations ponctuelles sont remarquablement stables malgré des spécifications et des méthodes de régression différentes. Enfin, les chocs survenus en Alberta (le choc pétrolier de 1973) et au Québec (le début de l'exode des anglophones de Montréal vers 1970) contribuent également à expliquer l'hétérogénéité transversale et chronologique dans l'évolution du revenu relatif par habitant.

1. Introduction

À long terme, qu'est-ce qui détermine les écarts entre les niveaux de vie dans diverses économies? Au cours des deux dernières décennies, cette question essentielle est revenue au premier plan des études économiques avec le « renouveau de la croissance » amorcé par les travaux de Baumol (1986), Romer (1986), Lucas (1988) et Barro et Sala-i-Martin (1992) sur la théorie de la croissance endogène, l'analyse empirique de la croissance et la convergence. Selon Glaeser *et coll.* (2004), après bien des années d'études et de débats empiriques et théoriques, deux réponses possibles à cette question essentielle en économie semblent s'imposer : A) l'accumulation du capital humain (Mankiw, Romer et Weil 1992; Barro, Mankiw et Sala-i-Martin 1995, entre autres); B) les améliorations institutionnelles ou l'investissement dans l'infrastructure sociale (Hall et Jones 1999, par exemple)[1].

D'un point de vue empirique, il serait problématique de tester les explications possibles A et B en utilisant des données transnationales. Premièrement, il est très difficile de construire des indicateurs de la qualité institutionnelle qui soient comparables entre les pays et dans le temps. Selon Glaeser *et coll.* (2004), les indicateurs de la qualité institutionnelle le plus souvent utilisés dans les études transnationales de la croissance sont déficients sur le plan conceptuel. Par contre, le fait de *ne pas* utiliser les indicateurs de l'infrastructure sociale soulève un deuxième problème important dans les études transnationales. Les tenants de la réponse possible B pourraient interpréter un effet estimatif positif pour l'indicateur du capital humain comme un biais dû à une variable manquante si l'indicateur du capital humain est en corrélation positive avec la qualité des établissements. Une stratégie empirique de rechange permettant d'éviter les deux problèmes éventuels consisterait à se concentrer sur le rôle du capital humain en utilisant des ensembles de données régionales à l'intérieur d'un pays. L'infrastructure sociale étant relativement semblable dans les régions de pays homogènes[2], le processus de l'accumulation du capital humain devrait rendre compte de la plupart des écarts entre les niveaux de vie si la réponse possible A est au moins envisagée. Toutefois, les praticiens empiriques n'ont pas tellement utilisé cette approche, car la plupart des pays ne disposent pas, à l'échelle infranationale, de données fiables sur le capital humain et les niveaux de vie pour une période suffisamment longue.

Dans le présent document, nous adoptons la stratégie régionale consistant à utiliser des données provinciales canadiennes pour vérifier si l'accumulation du capital humain peut rendre compte des écarts de revenu d'une économie à l'autre. À cette fin, nous nous concentrons sur deux mesures très différentes du capital humain. La première est la réussite universitaire, c'est-à-dire le pourcentage de la population d'âge actif possédant un grade universitaire. Cette mesure, utilisée dans des études récentes de la convergence provinciale canadienne (Coulombe et Tremblay 2001; Coulombe 2003), est disponible à des intervalles de dix ans grâce aux données du recensement, et ce, depuis 1951[3]. Dans le présent document, nous utilisons également un nouvel indicateur direct du capital humain, fondé sur les résultats en littératie. En collaboration avec Statistique Canada, nous avons calculé et agrégé les nouvelles données sur la littératie pour les dix provinces canadiennes et pour la période de 1951 à 2001, tirées de l'Enquête sur la littératie et les compétences des

adultes (ELCA) de 2003 et de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) de 1994. En adoptant la méthodologie proposée récemment dans une étude de plusieurs pays de l'OCDE menée par Coulombe, Tremblay et Marchand (2004), nous ajoutons aux données transversales un aspect chronologique inféré de la structure démographique des données de l'ELCA et de l'EIAA. Les données ont pour objet de rendre compte du niveau de littératie moyen des entrants sur le marché du travail âgés de 17 à 25 ans dans chacune des dix provinces canadiennes. De plus, elles sont ventilées par sexe pour rendre compte d'un éventuel effet d'écart entre les sexes. Contrairement aux données sur le rendement scolaire, on peut considérer les données sur la littératie comme une mesure directe du capital humain qui est plus comparable dans le temps et entre les économies (Coulombe, Tremblay et Marchand 2004). On utilise ensuite les nouvelles données dans des modèles empiriques chronologiques et transversaux groupés (les dix provinces) pour estimer l'effet moyen du capital humain sur le revenu provincial agrégé par habitant, abstraction faite des paiements de transfert.

De façon générale, notre analyse empirique soutient l'explication liée au capital humain. Il s'avère que les deux indicateurs du capital humain – fondés respectivement sur la réussite universitaire et sur la littératie – exercent un effet positif et significatif sur le niveau du revenu par habitant lorsqu'on les entre dans des régressions chronologiques et transversales distinctes. Il s'avère en outre que les effets des indicateurs fondés sur la littératie et sur la réussite universitaire sont tous deux positifs et significatifs lorsqu'ils servent simultanément d'indicateurs du capital humain dans les analyses chronologiques et transversales.

Une foule d'études empiriques récentes ont porté sur le rôle de l'accumulation du capital humain dans la croissance transnationale[4]. Généralement parlant, lorsque l'échantillon transnational comprend un vaste ensemble de pays développés et en développement, il s'avère que dans les régressions de la croissance, le rendement scolaire produit un effet positif et significatif sur la croissance transitoire et sur le niveau à long terme de la productivité du travail ou du revenu par habitant (Barro 2001). Toutefois, lorsque l'ensemble de données est limité aux pays développés, l'effet des diverses variables liées à la scolarité est rarement significatif; parfois, il est même négatif (Islam 1995; Barro 2001). On pourrait interpréter ces résultats divergents d'au moins deux façons différentes, qui ne constituent pas nécessairement une alternative. Premièrement, comme nous l'avons soutenu plus haut, les indicateurs de la scolarité peuvent être en corrélation positive avec des variables manquantes liées à l'infrastructure sociale dans un vaste ensemble de pays hétérogènes. Dans un échantillon de pays de l'OCDE, l'effet de l'éducation peut disparaître, puisque les pays développés sont plus homogènes à l'égard de cet aspect (Coulombe 2001). Deuxièmement, l'erreur de mesure liée aux données sur la scolarité peut causer un grave problème, surtout dans les études transnationales (Krueger et Lindahl 2001). Dans leur étude des pays de l'OCDE, de la Fuente et Doménech (2002) analysent en détail la question de l'erreur de mesure; leur variable corrigée relative à l'éducation semble exercer un effet positif et significatif sur les niveaux de vie. À l'aide des indicateurs synthétiques du capital humain (calculés d'après les données sur la littératie) qui sont utilisées dans le présent document, Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) ont constaté que les indicateurs de la littératie s'avéraient systématiquement supérieurs aux données corrigées de de la Fuente et Doménech (2002) dans les régressions ordinaires de la convergence de la croissance pour un ensemble restreint de 14 pays très homogènes de l'OCDE. (Cet ensemble de pays excluait l'Espagne, le Portugal et la Grèce.)

L'apport essentiel du présent document ne se limite pourtant pas à l'aspect régional de l'analyse. Du point de vue de l'analyse régionale, nous montrons que l'accumulation du capital humain, qu'elle soit mesurée par un indicateur fondé sur la littératie, la réussite universitaire ou une combinaison des deux, peut expliquer une partie importante de l'évolution des écarts dans le revenu par habitant des provinces canadiennes depuis 1951. Naturellement, comme l'a souligné Coulombe (2000, 2003), d'autres variables jouent également un rôle; on pense notamment à l'urbanisation relative, qui semble constituer un paramètre invariable dans le temps pour les régions

canadiennes. Deux autres facteurs propres à des régions, soit le choc pétrolier survenu en Alberta en 1973 et le début de l'exode des anglophones de Montréal vers 1970[5], sont également à l'origine de l'hétérogénéité transversale et chronologique dans l'évolution du revenu relatif par habitant. Ces résultats n'ont rien de nouveau, puisqu'ils concordent essentiellement avec nos constatations antérieures. Ce qui est nouveau, c'est que la littératie et la réussite universitaire comptent dans le bien-être agrégé d'une économie régionale. Ce résultat tranche nettement avec le principal résultat de Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) et donne à penser que si leurs indicateurs de la littératie sont supérieurs au meilleur indicateur de la scolarité disponible dans cette étude transnationale, c'est à cause du biais dû à l'erreur de mesure. Les données sur la littératie semblent plus comparables dans le temps et entre les pays que les données sur la scolarité.

Dans la section 2, nous présentons les données et comparons la fiabilité de nos différents indicateurs du capital humain. La section 3 porte sur la base théorique de notre analyse et la méthodologie empirique. Nous présentons et commentons les résultats dans la section 4 et la conclusion dans la section 5.

2. Mesures du capital humain

2.1 Données

Dans les études transnationales, on a beaucoup utilisé diverses mesures fondées sur le nombre d'années de scolarité, avec divers degrés de succès. De la Fuente et Doménech (2002) soutiennent que les résultats négatifs seraient attribuables à l'erreur de mesure; effectivement, leurs mesures corrigées de la scolarité semblent donner de meilleurs résultats que les mesures tirées d'autres banques de données, comme dans l'étude de Barro et Lee (2000). À partir d'un ensemble restreint de 14 pays de l'OCDE, Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) montrent que les données sur la littératie tirées du profil démographique de l'EIAA de 1994 se sont avérées systématiquement supérieures aux données corrigées de de la Fuente et Doménech dans divers cadres de régression de la croissance.

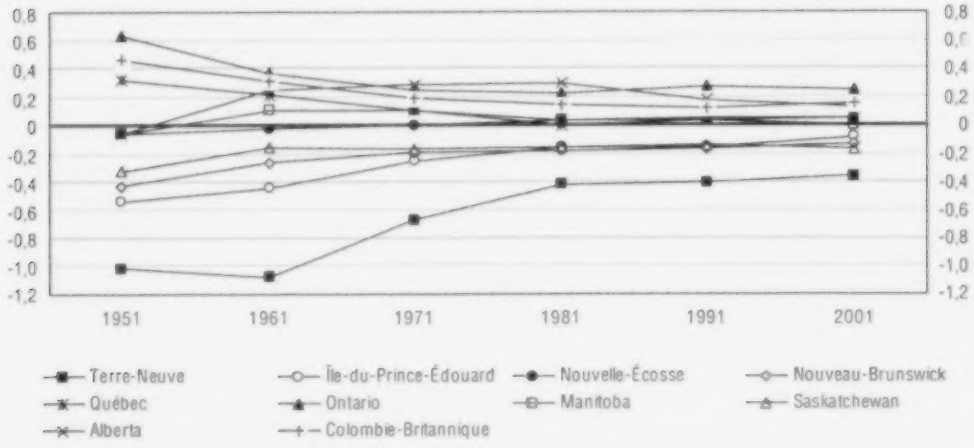
Si l'erreur de mesure risque de causer un grave problème avec les données transnationales sur la scolarité, c'est notamment parce que les données nationales brutes sont rassemblées par divers organismes statistiques au moyen de méthodologies différentes. Les données sur la scolarité pour les provinces canadiennes devraient être beaucoup plus comparables. Toutefois, comme l'a illustré éloquemment l'étude de cas publiée par de la Fuente et Doménech (2002, section 3.1) sur divers indicateurs canadiens liés au rendement scolaire, la plupart des données canadiennes ne sont pas cohérentes sur une base chronologique. La formulation des questionnaires du recensement ayant été modifiée au fil du temps, les seules données officielles *cohérentes* qu'on peut utiliser dans le présent document sont celles concernant la réussite universitaire[6]. En l'occurrence, notre indicateur de référence de la scolarité est fondé sur le pourcentage de la population âgée de 15 à 65 ans possédant au moins un grade universitaire. En principe, cette mesure est moins directement liée au stock moyen de capital humain d'une économie que la mesure habituelle fondée sur le nombre moyen d'années de scolarité, généralement utilisée dans les études micro-économétriques inspirées de Mincer. Toutefois, nos études antérieures concernant le processus d'accumulation du capital humain dans les provinces canadiennes ont bien montré que dans les analyses chronologiques et transversales, on pouvait considérer les données sur la réussite universitaire comme des approximations pertinentes du niveau relatif du capital humain des provinces (Coulombe et Tremblay 2001; Coulombe 2003).

La figure 1 montre, pour chaque province, notre premier indicateur du capital humain, soit le pourcentage de la population âgée de 15 à 65 ans possédant au moins un grade universitaire. Les pourcentages sont transformés en logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne provinciale non pondérée. Il est clair que ces indicateurs ont convergé d'une province à l'autre au cours de la période. Le pourcentage de diplômés universitaires a augmenté plus rapidement dans les provinces qui présentaient au départ un pourcentage relativement faible de personnes possédant un grade universitaire. Malgré cette tendance à la convergence, les provinces relativement riches de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique ont affiché tout au long de la période le plus fort pourcentage de diplômés universitaires. Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-

Brunswick tiraient de l'arrière. Contrairement aux autres provinces de l'Atlantique, la Nouvelle-Écosse a été et reste relativement bien pourvue en diplômés universitaires. Nous reviendrons plus loin au cas de la Nouvelle-Écosse. Enfin, le pourcentage de diplômés universitaires du Québec était, au départ, nettement supérieur à la moyenne canadienne mais, au cours des années 1960 et 1970, il a diminué régulièrement à cause de l'exode de la population anglophone, relativement instruite. Dans l'analyse empirique ci-dessous, nous étudions l'effet de cet exode sur la croissance relative du PIB par habitant du Québec.

Figure 1

Pourcentage de la population âgée de 16 à 65 ans possédant un grade universitaire (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)



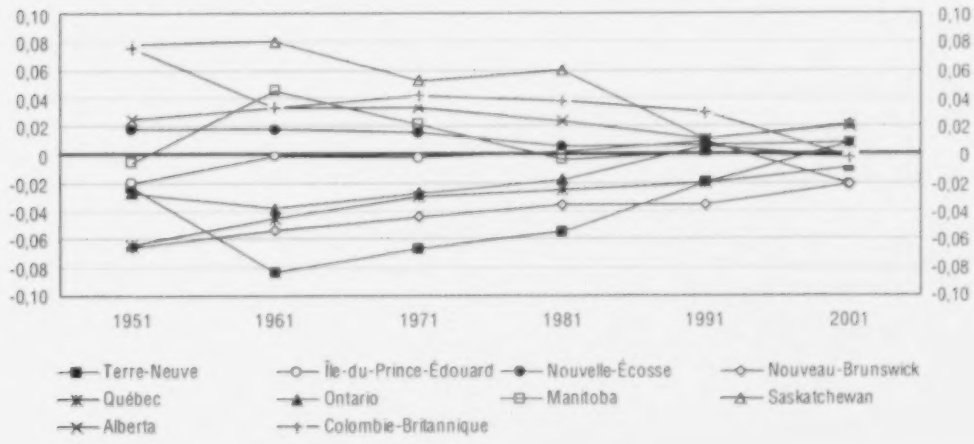
Fondé sur les résultats en littératie, le deuxième indicateur du capital humain utilisé dans la présente étude a pour objet de rendre compte du niveau de littératie moyen des entrants sur le marché du travail. Les résultats en littératie sont tirés de l'EIAA de 1994 et l'ELCA de 2003, deux enquêtes menées pour évaluer les compétences en littératie des personnes âgées de 16 à 65 ans. Trois domaines de littératie (compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif) ont été testés dans l'EIAA et quatre (compréhension de textes suivis, compréhension de textes schématiques, numératie et résolution de problèmes) l'ont été dans l'ELCA. Le niveau de littératie d'une personne correspond à la note moyenne obtenue dans ces domaines de littératie. À partir du profil démographique des résultats, nous avons construit une série chronologique synthétique du niveau de littératie moyen des personnes âgées de 17 à 25 ans pour chaque période à partir de 1951 (1951, 1956, 1961, ..., 2001). Le fait d'utiliser à la fois l'EIAA de 1994 et l'ELCA de 2003 nous permet de calculer deux indicateurs du niveau de littératie moyen pour la même cohorte de personnes âgées de 17 à 25 ans pour chaque période, à l'exception de 2001. Dans la prochaine section, nous comparons la fiabilité de ces deux indicateurs.

En construisant ces indicateurs, on suppose implicitement que le niveau de compétence des personnes reste constant durant leur vie active. L'indicateur ne tient donc pas compte de l'évolution des compétences qui résulte de la formation, de l'apprentissage et de l'expérience par la pratique, ni de la détérioration des compétences. De plus, il ne tient pas compte des flux de migration survenus au cours de la période. On doit garder ces limites à l'esprit au moment d'interpréter les résultats. Par contre, ces indicateurs offrent une mesure directe de la qualité du capital humain et pourraient s'avérer plus comparables, dans le temps et dans l'espace, que les indicateurs de la scolarité.

La figure 2 montre ces indicateurs pour chaque province, encore une fois exprimés sous forme de logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne provinciale. Tout comme l'indicateur de la réussite universitaire, notre indicateur de la littératie montre une nette tendance à la convergence. Fait intéressant, toutefois, il existe des écarts marqués entre les indicateurs de la réussite universitaire et de la littératie de certaines provinces. En particulier, l'indicateur de la littératie du Québec a augmenté régulièrement au cours de la période, contrairement à l'évolution de l'indicateur de la réussite universitaire. En 1951, les entrants sur le marché du travail québécois possédaient le plus faible niveau de littératie au pays (avec ceux du Nouveau-Brunswick), mais ils se situaient au-dessus de la moyenne provinciale en 2001. Étonnamment, l'indicateur de la littératie de l'Ontario est resté inférieur à la moyenne durant toute la période, sauf en 1991, malgré le niveau très élevé de diplômés universitaires dans cette province. Les provinces de l'Ouest ont généralement affiché le meilleur rendement tout au long de la période; les entrants sur le marché du travail de la Saskatchewan et de l'Alberta ont même obtenu en 2001 la note moyenne la plus élevée. Enfin, Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick ont tiré de l'arrière durant la plus grande partie de la période; l'Île-du-Prince-Édouard oscille autour de la moyenne provinciale, et la Nouvelle-Écosse est restée régulièrement au-dessus de cette dernière.

Figure 2

Notes moyennes en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)



Les figures 3 et 4 montrent, respectivement, l'évolution de l'écart-type de l'indicateur de la réussite universitaire et celle de l'indicateur de la littératie. La dispersion des deux indicateurs du capital humain dans les provinces a nettement diminué au cours de la période. Fait intéressant, la baisse relative de la dispersion de l'indicateur de la réussite universitaire est survenue un peu plus tôt. Mais surtout, la dispersion de cet indicateur est à peu près dix fois supérieure à celle de l'indicateur de la littératie. La faible dispersion de ce dernier est due à l'échelle arbitraire de 0 à 500 choisie pour présenter le rendement en littératie des personnes. Nous reviendrons plus loin sur cette question.

Figure 3
Écart-type de l'indicateur de la réussite universitaire

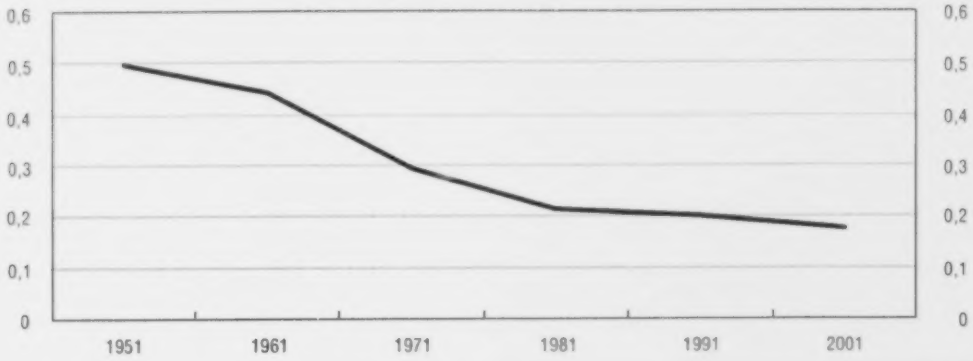
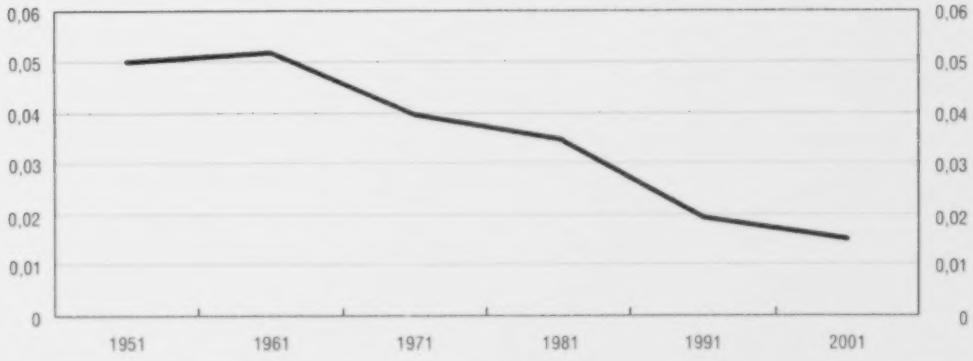


Figure 4
Écart-type de l'indicateur de la littératie



Nous utilisons ci-dessous les deux indicateurs, fondés respectivement sur la réussite universitaire et sur la littératie, pour estimer l'effet du capital humain sur le niveau relatif du revenu provincial par habitant, abstraction faite des paiements de transfert aux personnes. La figure 5 montre, pour chaque province, ces mesures du revenu exprimées sous forme de logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne. Malgré une convergence importante, l'Ontario et les provinces de l'Ouest (à l'exception de la Saskatchewan) ont affiché tout au long de la période les plus hauts niveaux de revenu par habitant (moins les paiements de transfert); les provinces de l'Atlantique, elles, se situaient au niveau inférieur. La figure 6 montre que la dispersion dans les provinces a diminué durant toutes les sous-périodes, sauf au cours des années 1970, lorsque le revenu relatif par habitant (moins les paiements de transfert) a augmenté considérablement en Alberta et reculé à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse.

Figure 5
Revenu par habitant (moins les paiements de transfert) (logarithmes d'écarts par rapport à la moyenne)

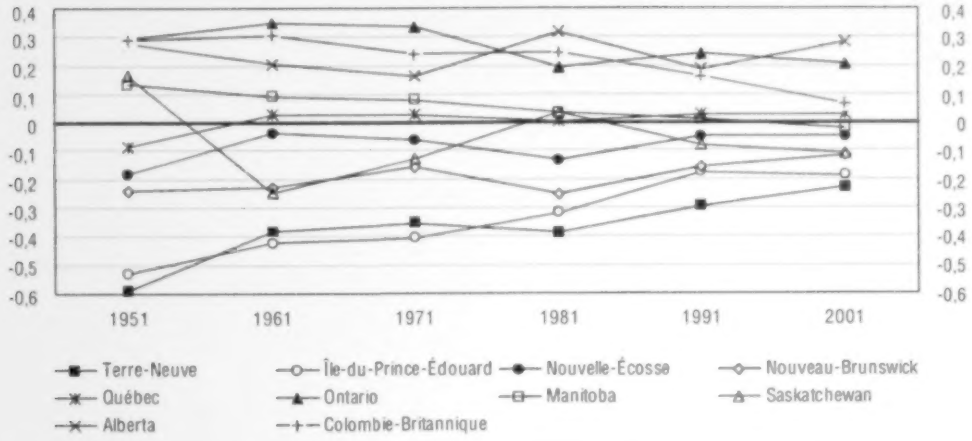
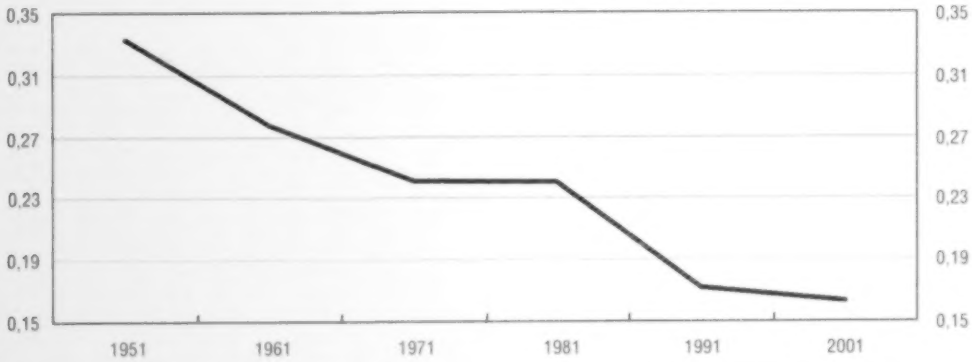


Figure 6
Écart-type de l'indicateur du revenu par habitant



Enfin, nous utilisons également, dans le présent document, un troisième type d'indicateur du capital humain, construit d'après les données de l'ELCA de 2003 sur le nombre d'années de scolarité. Nous avons produit une série chronologique synthétique pour rendre compte du nombre d'années de scolarité des entrants sur le marché du travail en utilisant la même méthode, fondée sur le profil démographique, pour produire l'aspect chronologique de la variable liée à la littératie. Dans de nombreuses régressions, l'effet de cette variable synthétique liée à la scolarité, quoique positif, s'est avéré non significatif même à 10 %. Dans l'exposé qui suit, nous présentons certains résultats en utilisant cette variable liée à la scolarité, mais nous nous concentrons sur les données relatives à la réussite universitaire provenant des données du recensement.

2.2 Taux de fiabilité

Nous disposons de quatre indicateurs du capital humain : les données sur la littératie de l'ELCA de 2003 ($L03_{i,t}$), les données sur la littératie de l'EIAA de 1994 ($L94_{i,t}$), les données du recensement sur la réussite universitaire ($U_{i,t}$) et les données synthétiques sur la scolarité tirées de l'ELCA de 2003 ($S03_{i,t}$), où $i = 1,\ldots, 10$ représente les dix provinces canadiennes et t dénote l'année.

Il est possible de comparer la quantité d'information sur le capital humain (le signal) à l'erreur de mesure (le bruit) contenu dans ces autres mesures du capital humain avec le concept du *taux de fiabilité*. Krueger et Lindahl (2001) ont estimé les taux de fiabilité des autres données sur la scolarité utilisées dans les études transnationales pour illustrer l'étendue de l'erreur de mesure dans les ensembles de données sur le capital humain. De la Fuente et Doménech (2002) ont également utilisé cette approche dans un cadre de travail chronologique et transversal pour divers indicateurs du capital humain.

Supposons que H_{it} est la vraie mesure du capital humain par personne dans la province i au moment t et que nous avons deux variables substitutives pour cette vraie mesure du capital humain, soit $H1_{it}$ et $H2_{it}$:

$$H1_{i,t} = b_1 H_{i,t} + e^1_{i,t}$$
$$H2_{i,t} = b_2 H_{i,t} + e^2_{i,t}$$

où $e^1_{i,t}$ et $e^2_{i,t}$ sont les erreurs de mesure. Le taux de fiabilité ρ_X de l'indicateur HX (où X représente l'indicateur 1 ou 2) est le ratio du signal au signal plus le bruit et correspond à

$$\rho_X = \frac{\text{var}(H_{i,t})}{\text{var}(HX_{i,t})} = \frac{\text{var}(H_{i,t})}{b_X^2\left[\text{var}(H_{i,t}) + \text{var}(e^X_{i,t})\right]}.$$

Il est à noter qu'un taux de fiabilité varie entre 0 (bruit complet) et $1/b_X^2$ (aucune erreur de mesure). On peut estimer les taux de fiabilité des deux indicateurs en formulant l'hypothèse plutôt restrictive selon laquelle tous deux sont des estimations bruitées indépendantes du vrai concept à mesurer. À cette fin, nous supposons que $b_1 = b_2 = 1$ et que les erreurs de mesure sont « classiques » : elles sont sans corrélation (dans le temps et d'une province à l'autre) et sont traitées comme des perturbations de type « bruit blanc ».

On estime les taux de fiabilité d'après le coefficient de pente dans des régressions bidimensionnelles d'une mesure du capital humain par rapport à l'autre. Dans le cas qui nous occupe, étant donné la nature chronologique et transversale de notre ensemble de données, nous estimons les taux de fiabilité avec des variables fictives temporelles dans toutes les spécifications :

$$H2_{i,t} = \rho_1 H1_{i,t} + \lambda^1_t + \varepsilon^1_{i,t}$$
$$H1_{i,t} = \rho_2 H2_{i,t} + \lambda^2_t + \varepsilon^2_{i,t}$$

Nous comparons trois paires d'indicateurs du capital humain en utilisant ce cadre de travail. Dans la première paire, nous comparons les données tirées de l'EIAA de 2003 ($L03_{i,t}$) au même type de données tirées de l'enquête de 1994 ($L94_{i,t}$). Dans la deuxième paire, nous comparons les données $L03_{i,t}$ aux données du recensement sur la réussite universitaire ($U_{i,t}$). Enfin, dans la troisième paire, nous comparons les données tirées de l'EIAA de 2003 ($L03_{i,t}$) aux données synthétiques sur la scolarité tirées de la même enquête ($S03_{i,t}$).

L'estimation des taux de fiabilité de deux mesures différentes du capital humain peut présenter deux complications. Premièrement, comme l'ont souligné Krueger et Lindahl (2001), les erreurs de mesure pourraient être en corrélation. Lorsqu'on compare des ensembles de données comme les données $L03_{i,t}$, $S03_{i,t}$ et $L94_{i,t}$, les erreurs pourraient effectivement être en corrélation positive, puisqu'on les calcule d'après le profil démographique de l'EIAA en utilisant les mêmes hypothèses. Si les erreurs de mesure sont en corrélation positive, les taux de fiabilité des deux ensembles de données sont biaisés vers le haut. Toutefois, ce problème ne devrait pas se poser lorsque l'analyse de l'erreur de mesure porte sur la comparaison des données $L03_{i,t}$ et $U_{i,t}$, puisqu'on les calcule d'après des données brutes et des méthodologies complètement différentes.

Le deuxième complication éventuelle tient au fait que b_1 n'est pas nécessairement égal à b_2. Cette complication s'applique expressément à l'analyse portant sur les comparaisons entre $L03_{i,t}$, d'une part, et $U_{i,t}$ et $S03_{i,t}$, d'autre part. Trois facteurs pourraient être à l'origine de ce problème.

Le premier facteur tient au fait que les données sur la réussite universitaire, le nombre d'années de scolarité et la littératie ne sont pas mesurées sur la même échelle. Les deux premiers types de données sont mesurés respectivement en pourcentage (de la population) et en nombre d'années; les données sur la littératie sont mesurées sur une échelle un peu arbitraire allant de 0 à 500. Pour estimer les taux de fiabilité des deuxième et troisième paires de données, nous réglons ce problème en produisant des *coefficients bêta*. Nous le faisons également pour toutes les régressions portant sur l'ensemble de données de dix ans où l'on compare l'effet des données sur la littératie à celui de la scolarité. À cette fin, les données sur la littératie et sur la réussite universitaire sont *normalisées*. Pour ce faire, on transforme les variables en soustrayant la moyenne transversale (de chaque période) et en divisant le résultat par l'écart-type de l'échantillon.

Le deuxième facteur est le suivant : l'inégalité entre b_1 et b_2 pourrait résulter du fait que les données sur la littératie sont des mesures de l'intensité du capital humain d'une fraction de la population active, alors que les données sur la réussite universitaire sont liées à l'ensemble de la population active. Ce problème risque d'être grave si le niveau de compétence de la jeune cohorte ne constitue pas une bonne approximation des compétences moyennes de la population active. Dans ce cas, les taux de fiabilité estimatifs de $L03_{i,t}$ et de $U_{i,t}$ s'en trouvent biaisés. Naturellement, la principale raison tient au fait qu'avec le temps, les compétences de la jeune cohorte ont tendance à augmenter avec l'amélioration générale de l'éducation observée au cours de la période étudiée. Or, cette tendance commune à toutes les provinces est éliminée de l'analyse des données de panel avec l'introduction de variables fictives temporelles, ce qui suppose que les variables sont transformées par une procédure transversale d'annulation de la moyenne.

D'un point de vue économétrique, le niveau de compétence de la jeune cohorte constitue une bonne approximation des compétences de l'ensemble de la population active si, dans une régression bidimensionnelle qui lie les compétences de la jeune cohorte L_Y aux compétences moyennes de l'autre cohorte L_{ALL-Y}, le coefficient de pente s est 1 :

$$L_{ALL-Y} = sL_Y + \varepsilon_Y$$

Si s est inférieur (ou supérieur) à un, le taux de fiabilité de $L03_{i,t}$ s'en trouve sous-estimé (ou surestimé) et l'inverse est vrai pour $U_{i,t}$. Nous n'avons pas pu tester l'hypothèse selon laquelle $\hat{s} = 1$ en utilisant les renseignements chronologiques et transversaux, puisque, dans l'EIAA de 2003, les compétences de l'ensemble de la population active ne sont mesurées qu'à un moment donné. Toutefois, on ne peut estimer le paramètre de pente qu'avec les données transversales. Nous avons calculé par régression le niveau de compétence moyen de l'autre cohorte par rapport au niveau de compétence de la jeune cohorte. Comme on ne dispose que de dix observations, on doit garder à l'esprit que cette estimation n'est pas très précise. Cependant, les $\hat{s}$ estimatifs sont à peine supérieurs à un (estimés par les moindres carrés généralisés [MCG[1]] et les moindres carrés groupés [MCG[2]]), et un test de Wald montre clairement que l'hypothèse nulle ($\hat{s} = 1$) n'est pas rejetée à 5 %.

Le troisième facteur qui pourrait expliquer une inégalité éventuelle entre b_1 et b_2 tient au fait que les données sur la littératie et sur la réussite universitaire pourraient, généralement parlant, refléter différents aspects du vrai concept de capital humain. Par exemple, la littératie étant une mesure directe des compétences, on pourrait la considérer comme une fonction du rendement scolaire et de la qualité de la scolarité. Dans ce cas, les $\hat{\cdot}$ estimés d'après les régressions (2) peuvent être interprétés comme des taux de fiabilité en vertu d'un ensemble d'hypothèses très restrictives qu'il n'est pas possible de tester. Toutefois, les $\hat{\rho}$ estimatifs n'en fournissent pas moins des renseignements utiles sur la relation statistique entre les indicateurs.

Les deux premières colonnes du tableau 1 présentent les taux de fiabilité estimés d'après les régressions bidimensionnelles entre $L03_{i,t}$ et $L94_{i,t}$. Les résultats sont particulièrement révélateurs, puisqu'ils indiquent clairement que l'erreur de mesure est beaucoup plus grande dans l'enquête de 1994 que dans celle de 2003. Les taux de fiabilité estimatifs sont très proches de 1 pour la variable $L03_{i,t}$ (première colonne) et proches de 0 pour la variable $L94_{i,t}$ (deuxième colonne). En vertu de l'hypothèse selon laquelle les erreurs de mesure des deux variables ne sont pas en corrélation, l'analyse donne à penser que le ratio bruit-signal est très faible dans l'ensemble de données de 2003, alors que les erreurs de mesure dominent dans les données de l'enquête de 1994.

Tableau 1
Taux de fiabilité des données sur la littératie et la scolarité

		(1) Régression de $L94_{i,t}$ par rapport à $L03_{i,t}$	(2) Régression de $L03_{i,t}$ par rapport à $L94_{i,t}$	(3) Régression de $U_{i,t}$ par rapport à $L03_{i,t}$	(4) Régression de $L03_{i,t}$ par rapport à $U_{i,t}$	(5) Régression de $S03_{i,t}$ par rapport à $L03_{i,t}$	(6) Régression de $L03_{i,t}$ par rapport à $S03_{i,t}$
MCG[2]	Coefficient	0,97 [a]	0,28 [a]	0,33 [b]	0,35 [b]	0,69 [a]	0,72 [a]
	Erreur-type	0,15	0,10	0,17	0,14	0,10	0,09
	R^2	,27	,27	,10	,10	,50	,50
MCG[1]	Coefficient	0,94 [a]	0,25 [a]	0,36 [a]	0,40 [a]	0,83 [a]	0,78 [a]
	Erreur-type	0,12	0,06	0,07	0,09	0,05	0,05
	R^2	,55	,55	,43	,43	,78	,78

Notes : Périodes de dix ans, ce qui donne 60 observations de panel. Les coefficient beta sont indiqués dans les colonne (3) à (6). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs. Les $L03_{i,t}$ sont les données sur la littératie moyenne tirées de l'ELCA de 2003, les $L94_{i,t}$ sont les données correspondantes provenant de l'EIAA de 1994, les $U_{i,t}$ sont les données du recensement sur la réussite universitaire et les $S03_{i,t}$ sont les données sur la scolarité tirées de l'ELCA de 2003.

MCG[1] : Moindres carrés généralisés;
MCG[2] : Moindres carrés groupés;
a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %.

Deux faits peuvent expliquer ce résultat frappant. Premièrement, l'échantillon de personnes utilisé dans l'enquête de 2003 est beaucoup plus grand que dans celle de 1994. Deuxièmement – et surtout –, les petites provinces (comme l'Île-du-Prince-Édouard) ont été grandement suréchantillonnées dans l'enquête de 2003, contrairement à l'enquête de 1994[7]. Par conséquent, notre analyse empirique concernant la relation entre la littératie et la disparité provinciale porte avant tout sur les données provenant de l'EIAA de 2003. Dans certaines régressions avec variables instrumentales (VI), nous utilisons les données de l'enquête de 1994 comme instrument pour la variable $L03_{i,t}$.

Les colonnes (3) et (4) du tableau 1 présentent les taux de fiabilité estimés d'après la paire de variables composée par $L03_{i,t}$ et $U_{i,t}$. Interprétées dans le cadre de l'erreur de mesure classique, les estimations ponctuelles présentées, qui sont des coefficients bêta, puisque les deux variables ne sont pas mesurées sur la même échelle, indiquent que le ratio signal/(signal plus bruit) est très comparable dans les deux bases de données. Les deux taux de fiabilité estimatifs sont légèrement plus élevés avec les moindres carrés généralisés qu'avec les moindres carrés groupés et s'échelonnent entre 0,33 et 0,40. Si l'on considère les deux variables comme d'autres estimations bruitées de la vraie variable liée au capital humain, les résultats indiquent que l'erreur de mesure est une composante importante des deux variables. Lorsqu'on mesure une variable explicative avec une erreur additive « classique » due au bruit, ses estimations ponctuelles, dans les régressions par les moindres carrés, sont biaisées vers zéro; ce problème est appelé biais d'atténuation. Par conséquent, dans les régressions par les moindres carrés, on peut s'attendre à ce que l'estimation ponctuelle de la variable liée au capital humain soit, dans une certaine mesure, biaisée vers zéro.

Interprétées en dehors du cadre de l'erreur de mesure classique, les estimations ponctuelles présentées dans les régressions bidimensionnelles des colonnes (3) et (4) du tableau 1 indiquent que les variables $L03_{i,t}$ et $U_{i,t}$ sont étroitement et positivement liées dans un modèle chronologique et transversal. Toutefois, on peut également expliquer les taux de fiabilité relativement faibles présentés dans les colonnes (3) et (4) par le fait que les deux variables pourraient mesurer des aspects différents du concept de capital humain qui ne sont pas des approximations parfaites du concept global. Cette interprétation indique qu'il pourrait être intéressant, dans l'analyse empirique de l'effet de l'accumulation du capital humain, de vérifier s'il est possible de combiner les deux variables $L03_{i,t}$ et $U_{i,t}$ de certaines façons.

Enfin, les deux dernières colonnes du tableau 1 présentent les taux de fiabilité estimés d'après la paire de variables composées par $L03_{i,t}$ et $S03_{i,t}$. Les deux variables sont en corrélation étroite et positive et le taux de fiabilité estimatif est très comparable pour les deux variables. Elles se situent autour de 0,70 avec les moindres carrés groupés et de 0,80 avec les MCGR. Comme nous l'avons déjà mentionné, le fait que le taux de fiabilité estimatif soit plus élevé pour la variable $S03_{i,t}$ que pour la variable $U_{i,t}$ pourrait résulter d'une corrélation positive entre les erreurs de mesure liées à et à $L03_{i,t}$ et à $S03_{i,t}$.

3. Bases théoriques et méthodologie empirique

3.1 Fonction de production

Nos résultats de référence de l'effet de l'accumulation du capital humain sur les écarts de revenu proviennent d'un cadre de travail empirique qui présente de nombreuses similitudes avec le cadre traditionnel de l'analyse causale de la croissance[8]. Les deux cadres de travail reposent sur la fonction de production. Supposons que la production Y de l'économie i au moment t soit décrite par la fonction de production suivante de Cobb-Douglas :

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} H_{i,t}^{\eta} L_{i,t}^{1-\alpha-\eta},$$
$$\text{avec : } 0<\alpha<1, 0<\eta<1, \text{ et } \alpha+\eta<1. \quad (1)$$

Dans cette configuration, les intrants K et H sont respectivement le stock de capital physique et celui du capital humain, l'entrée L est le travail « brut » et A est l'état de la technologie. Avec des rendements d'échelle constants, on peut formuler la fonction de production en unités de travail :

$$y_{i,t} = A_{i,t} k_{i,t}^{\alpha} h_{i,t}^{\eta},$$
$$\text{où : } y = Y/L, k = K/L, \text{ et } h = H/L. \quad (2)$$

Si l'on prend les logarithmes des deux membres de l'équation (2), on obtient :

$$\ln y_{i,t} = \ln A_{i,t} + \alpha \ln k_{i,t} + \eta \ln h_{i,t}. \quad (3)$$

Dans l'analyse causale de la croissance, on émet des hypothèses concernant les paramètres α et . On mesure le taux de croissance du progrès technologique . $\ln A_{i,t}$ sous forme de résidu de Solow lorsqu'on retire l'effet de l'accumulation du capital humain et du capital physique (α. $\ln k_{i,t}$+ . . $\ln h_{i,t}$) de la croissance de la production (. $\ln y_{i,t}$). Comme l'a souligné Topel (1999), on suppose implicitement que le rendement privé du capital humain est égal au rendement social, dans l'approche de l'analyse causale de la croissance. Les études macro-économétriques sur l'effet du capital humain, amorcées par Mankiw, Romer et Weil (1992), sont moins restrictives; dans les régressions fondées sur l'équation (3), on estime librement l'effet du capital humain en utilisant des macrodonnées (transnationales) dans lesquelles le paramètre technologique $A_{i,t}$ est compris dans le terme d'erreur :

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 \ln k_{i,t} + \beta_1 \ln h_{i,t} + \ln A_{i,t}. \quad (3')$$

Avec des indicateurs appropriés du stock de capital humain et du capital physique, on peut estimer l'équation (3') d'après un échantillon représentatif de pays lorsqu'on dispose uniquement de données ponctuelles, comme l'ont fait Mankiw, Romer et Weil (1992). Dans notre résumé,

l'approche transversale sert à illustrer la corrélation entre les disparités du capital humain et celles du revenu par habitant dans les dix provinces en 2003. Toutefois, on pourrait estimer l'équation (3′) plus efficacement avec des données chronologiques et transversales si les données étaient également disponibles dans le temps, comme dans le cas des données provinciales canadiennes. Avec des régressions chronologiques et transversales, on peut modéliser le terme d'erreur qui représente le paramètre technologique de manière beaucoup plus générale que dans une étude purement transversale.

S'agissant d'estimer le paramètre β_1 (le rendement social du capital humain) dans l'équation (3′), la principale complication consiste à trouver des données fiables sur le stock de capital humain et du capital physique présentant des aspects chronologique et transversal. Si la mesure du stock de capital comporte une erreur, l'estimateur de $\hat{\beta}_1$ s'en trouve généralement biaisé. Dans un cadre de travail chronologique et transversal, toutefois, on n'a pas besoin de données sur le stock de capital si l'on suppose que le ratio capital/production est constant dans le temps. Cette hypothèse concorde avec les constats de Kaldor (1963) sur la croissance; Coulombe et Tremblay (2001) et Lange et Topel (2004) l'ont utilisée dans une analyse chronologique et transversale de ce type. Dans le cadre d'une fonction de production de Cobb-Douglas, ce constat pourrait être expliqué par l'hypothèse selon laquelle le produit marginal du capital est constant dans le temps. Le modèle, proposé par Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995), d'une petite économie ouverte à mobilité parfaite du capital (physique) et d'une contrainte active pour le financement du capital humain produit ce résultat. L'analyse de Coulombe et Tremblay (2001) illustre que cette hypothèse décrit bien l'évolution des économies régionales canadiennes dans l'échantillon de 1951 à 1996. Dans ce cas, $\ln y_{i,t} - \ln k_{i,t} = c_i$ et l'équation (3′) se ramène simplement à :

$$\ln y_{i,t} = \beta_h \ln h_{i,t} + \bar{c}_i + \ln \bar{A}_{i,t}, \qquad (4)$$

où $\bar{c}_i$ et $\ln \bar{A}_{i,t}$ sont des renormalisations de c_i et $A_{i,t}$ et $\beta_h = \left(\beta_1 \Big/ 1 - \beta_0 \right)$.

La structure chronologique et transversale de notre analyse empirique nous permet de modéliser de manière générale le paramètre technologique $\ln A_{i,t}$. On le décompose en trois éléments : les niveaux de technologie initiaux $A_{i,0}$ qu'on laisse varier selon les provinces; une composante liée à la croissance technologique $g(t)$ qu'on suppose la même d'une province à l'autre, mais qu'on laisse varier dans le temps; et des perturbations idiosyncrasiques $\varepsilon_{i,t}$:

$$\ln \bar{A}_{i,t} = A_{i,0} + g(t) + \varepsilon_{i,t}. \qquad (5)$$

Dans tous les modèles chronologiques et transversaux formulés dans le présent document, le terme représentant le taux de croissance du progrès technologique dans l'équation (5) est traité comme un effet fixe temporel non observable λ_t. Abondamment utilisée dans l'analyse chronologique et transversale, cette méthode consiste à transformer toutes les variables comprises dans les régressions au moyen d'une procédure transversale d'annulation de la moyenne ou à entrer les variables fictives temporelles T-1 dans les régressions. Dans ce type d'analyse, on doit éliminer les chocs communs à toutes les provinces, comme le ralentissement de la productivité, afin d'obtenir des estimations sans biais de β_h. Avec cette modélisation, on peut formuler l'équation (4) comme suit :

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 \ln h_{i,t} + \bar{c}_i + A_{i,0} + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}. \qquad (6)$$

3.2 Configurations empiriques de référence

Toutes les configurations empiriques fondées sur l'équation (6) prennent la structure suivante :

$$\ln y_{i,t} = F(h^*_{p,i,t}, Z_i, Z_t, Z_{i,t}, \varepsilon_{i,t}),$$

pour $p = u$ (indicateur du capital humain fondé sur les données sur la réussite universitaire) ou l (indicateur fondé sur la littératie); $i = 1,\ldots,10$ pour les dix provinces canadiennes; $t = 1,\ldots, 6$ pour les données chronologiques et transversales des périodes de dix ans; et $t = 1,\ldots,11$ pour les données chronologiques et transversales des périodes de cinq ans. Les Z_i sont des contrôles spécifiquement transversaux (invariables dans le temps) et les Z_t sont des contrôles spécifiquement temporels (invariables transversalement). Dans certaines spécifications structurelles, on utilise les $Z_{i,t}$, qui sont des variables fictives transversales et variables dans le temps, pour rendre compte de l'effet de chocs spécifiques survenus en Alberta et au Québec durant la période étudiée (1951 à 2001).

Pour notre premier modèle empirique chronologique et transversal, les $\bar{c}_i + A_{i,0}$ de l'équation (6) sont amalgamés en un effet spécifique transversal non observable γ_i :

$$\ln y_{i,t} = \beta_p \ln h^*_{p,i,t} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}. \qquad \text{(R1)}$$

Avec cette approche à effets fixes, on transforme les variables y et h en prenant, dans toutes les périodes, les écarts par rapport à la moyenne temporelle. La procédure de transformation à effets fixes est la méthode directe à utiliser si l'on veut obtenir uniquement des estimations des $\hat{\beta}_p$. Toutefois, on ne peut l'utiliser pour estimer l'effet de déterminants invariables dans le temps du niveau de technologie et le ratio capital/production dans l'équation (6).

À l'instar d'études antérieures (Coulombe 2000, 2003) sur la convergence conditionnelle des provinces canadiennes, nous utilisons une version « structurelle » de l'équation (6). Dans cette version, une variable de la structure rurale/urbaine, UR_i, sert de variable substitutive pour les déterminants invariables dans le temps (ratios capital/travail et niveaux de technologie initiaux) dans la fonction de production :

$$\ln y_{i,t} = \beta_p \ln h^*_{p,i,t} + \varphi_1 UR_i + \varphi_2 AB_{i,t} + \varphi_3 QU_{i,t} + \varphi_4 NS_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}. \qquad \text{(R2)}$$

La variable UR_i rend compte du degré relatif d'urbanisation (mesuré sous forme d'écart logarithmique par rapport à la moyenne transversale de l'échantillon) des dix provinces. Comme le montre Coulombe (2000), même si la période postérieure à 1950 est caractérisée par une urbanisation régulière dans toutes les provinces, le degré relatif d'urbanisation est très stable dans toutes les provinces durant la période pour laquelle on dispose de ces données. Toujours à l'instar de nos études antérieures, nous rendons compte des chocs provinciaux qui ont perturbé la courbe de croissance de l'Alberta en 1973 (le premier choc pétrolier) et celle du Québec vers 1970 (l'exode des anglophones et le déclin relatif de Montréal). Les variables *AB* et *QU* prennent la valeur 0 pour les neuf autres provinces et la valeur 1 pour l'Alberta (*AB*) après le choc pétrolier et pour le Québec (*QU*) après l'exode des anglophones. Pour ces deux provinces, les variables respectives liées au choc prennent également la valeur 0 avant le choc. Comme le montre Coulombe (2003), une variable fictive liée à la Nouvelle-Écosse (*NS*), qui prend la valeur 1 uniquement pour cette province et la valeur 0 pour les neuf autres provinces, s'avère également significative dans certaines régressions structurelles. Toujours selon Coulombe (2003), la variable fictive liée à la Nouvelle-Écosse rend compte des diverses caractéristiques spécifiques du système universitaire de cette province et de la tendance des Néo-Écossais instruits à rester dans leur province relativement pauvre et moins urbanisée même si le rendement de l'éducation est moindre que dans les provinces riches.

On pourrait considérer la troisième configuration empirique utilisée dans le présent document comme une spécification intermédiaire entre les équations R1 et R2. Dans la transformation à effets fixes, on ne peut estimer l'effet de variables invariables dans le temps (ou des variables qui évoluent très lentement avec le temps) comme la structure rurale/urbaine, puisque la transformation par la procédure temporelle d'annulation de la moyenne élimine l'effet. Par contre, l'estimation à effets aléatoires permet d'estimer l'effet de contrôles invariables dans le temps, puisqu'elle ne fait intervenir qu'une quasi-transformation des données par la procédure temporelle d'annulation de la moyenne. Dans le modèle chronologique et transversal à effets aléatoires R3, on suppose que l'effet non observé re_i est sans corrélation avec l'indicateur du capital humain et les variables liées à la structure rurale/urbaine :

$$\ln y_{i,t} = \beta_p \ln h^*_{p,i,t} + \varphi_1 UR_i + re_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}. \quad \text{(R3)}$$

On utilise rarement l'approche à effets aléatoires dans l'analyse chronologique et transversale où le nombre d'unités transversales est fixe et déterminé par le nombre de pays ou de régions étudiés. Dans la présente étude, l'approche à effets aléatoires nous intéresse parce qu'on peut estimer les effets du capital humain et de la structure rurale/urbaine en vertu de l'hypothèse de l'hétérogénéité non observée dans les dix provinces. L'analyse illustre la robustesse des estimations de $\hat{\beta}_p$ et $\hat{\varphi}_1$ dans les spécifications R1 et R2.

3.3 Le cadre de travail de la convergence-croissance

Dans les études macroéconomiques récentes de l'effet de l'accumulation du capital humain, bon nombre d'auteurs ont adopté une approche différente de celle suggérée par l'équation (6). L'autre approche, proposée par Barro et Sala-i-Martin (1995) dans leur ouvrage sur la convergence, a été mise en œuvre dans de nombreuses études récentes axées sur l'effet du capital humain, dont celles de Barro (2001), de de la Fuente et Doménech (2002) et de Coulombe, Tremblay et Marchand (2004). Cette approche repose sur l'équation de convergence, propriété fondamentale de la dynamique transitionnelle dans les modèles néoclassiques de la croissance (Barro et Sala-i-Martin 1995). La convergence stipule que le taux de croissance transitoire (en sus du taux de croissance du progrès technologique, qui est le taux de croissance du PIB par habitant en équilibre stable) est proportionnel à l'écart entre le niveau initial du PIB par habitant, $y_{i,t-1}$, et son niveau d'équilibre stable, y_i^*, tous deux étant mesurés en unités de rendement du travail :

$$\Delta \ln y_{i,t} = \psi(\ln y_i^* - \ln y_{i,t-1}),$$

où le paramètre ψ est la vitesse de convergence vers l'équilibre stable. On a souvent estimé l'équation de convergence dans des échantillons représentatifs de pays ou des données régionales comme celles des États américains (Barro et Sala-i-Martin 1995) ou dans des cadres de travail chronologiques et transversaux pour les deux types d'ensembles de données (Islam 1995; Coulombe et Lee 1995). Dans un échantillon représentatif de données, les régressions de convergence adoptent la structure suivante :

$$\ln y_{i,T} - \ln y_{i,0} = -\psi y_{i,0} + \theta_h h_{i,0} + \theta' z_{i,0} + \varepsilon_i. \quad \text{(R4)}$$

On calcule par régression le taux de croissance durant la période comprise entre le moment 0 et le moment T par rapport au niveau initial du revenu par habitant, au niveau initial du capital humain et à un ensemble d'autres contrôles $z_{i,0}$. Dans cette configuration, on considère le capital humain initial $h_{i,0}$ et les autres contrôles $z_{i,0}$ comme des variables substitutives pour le niveau d'équilibre stable y_i^*. Comme ψ est une fraction positive, la solution à long terme de l'équation (R4) est la suivante :

$$y_i^* = \left(\frac{\theta_h h_i^* + \theta' z_i^*}{\psi} \right). \quad (7)$$

Une modification des contrôles, y compris le capital humain, exerce un effet transitoire sur le taux de croissance de l'économie et un effet à long terme sur le niveau du PIB par habitant. À partir d'une régression de la croissance qui prend la forme de l'équation (7), l'élasticité estimative à long terme de la production par habitant au capital humain est formulée comme suit : $-\hat{\theta}_h / \hat{\psi}$.

Selon Topel (1999) et Krueger et Lindahl (2001), il n'est pas possible d'interpréter directement l'estimation ponctuelle θ_h dans la régression convergence-croissance. Dans le même ordre d'idées, Coulombe (2000) soutient que dans le cadre d'une économie défini par Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995) (modèle nettement plus apte à rendre compte de la croissance des provinces canadiennes que la version à économie fermée du modèle néoclassique de la croissance dont est tirée l'équation convergence-croissance), le modèle de régression est mal formulé lorsque le capital humain initial et la production par habitant initiale sont tous deux compris dans la liste de contrôles. Si le cadre de travail de Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995) est le vrai modèle, $y_{i,t} = f(h_{i,t})$ et le modèle (R4) souffre d'une colinéarité parfaite. Si la régression (R4) est exécutée sur un ensemble de données correspondant au modèle de Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995), l'estimation par les moindres carrés du paramètre $\hat{\theta}_h$ et, peut-être, des autres paramètres de pente, est tributaire des biais dus à l'erreur de mesure et à une variable manquante. C'est pour cette raison que nos études empiriques antérieures sur le rôle du capital humain dans la croissance des provinces canadiennes (Coulombe et Tremblay 2001; Coulombe 2003) étaient axées sur la convergence du capital humain où $\Delta h_{i,t} = f(h_{i,t-1}, \ldots)$ ou sur le rendement du capital humain calculé d'après un cadre économétrique de l'analyse causale de la croissance décrit par l'équation (6).

Dans le présent document, nous présentons certains résultats de régressions convergence-croissance fondées sur l'équation (R4). Nous montrons qu'en général, l'estimation ponctuelle de $\hat{\theta}_h$ n'est pas significative. Nous montrons également que lorsqu'on retire de l'équation R4 la variable liée au capital humain initial, celle-ci peut servir d'instrument efficace pour le revenu par habitant initial dans les estimations avec VI.

3.4 Autres renseignements sur les techniques d'estimation

Nous employons des techniques économétriques appropriées pour résoudre les problèmes d'hétéroscédasticité chronologique et transversale inhérents à ce type d'analyse chronologique et transversale. Un ensemble de résultats provient d'estimations par les moindres carrés groupés (MCG[2]) pour lesquelles nous calculons des erreurs-types robustes à hétéroscédasticité de White (HCCME). Un deuxième ensemble de résultats provient d'estimations par les moindres carrés généralisés réalisables (MCGR) utilisant des régressions pondérées transversales pour rendre compte de l'hétéroscédasticité transversale. Pour cet ensemble de résultats, nous calculons également des erreurs-types HCCME qui permettent d'établir des inférences asymptotiquement valides en présence de l'hétéroscédasticité chronologique restante.

Nous avons produit un troisième ensemble de résultats au moyen d'estimations systématiques avec variables instrumentales (VI) obtenues par les moindres carrés à deux degrés (MCDD) et par les moindres carrés pondérés à deux degrés (MCPDD), encore une fois pour tenir compte de l'hétéroscédasticité transversale. Dans le cas des MCPDD, nous avons employé des techniques itératives pour mettre à jour les coefficients et la matrice de pondération. Dans toutes les estimations avec VI, nous utilisons des variables indépendantes autres que la littératie comme leur propre instrument. Nous présentons des résultats pour deux autres instruments utilisés pour la variable liée à la littératie. Dans le premier ensemble, pour compenser une erreur de mesure éventuelle, nous avons utilisé les données de l'EIAA de 1994 comme instrument pour les données

sur la littératie de l'ELCA de 2003. Dans un deuxième ensemble de résultats, les données retardées sur la littératie de l'ELCA de 2003 servent d'instrument pour la variable contemporaine. Cette méthode devrait permettre d'atténuer un éventuel problème d'endogénéité[9]. La compétence de la jeune cohorte pourrait résulter du niveau de revenu. L'instrumentation avec la variable retardée constitue une façon courante de composer avec l'éventualité d'une causalité inverse.

Nous employons la méthode des composantes de la variance (MCG[1]) dans les quatre ensembles de résultats pour les estimations à effets aléatoires. En outre, dans le modèle de cinq ans pour lequel la corrélation propre semble constituer un grave problème, nous avons modélisé les perturbations dans deux régressions (appelées AR(1) dans le tableau 4) pour les rendre corrélées en série et transversales hétéroscédastiques :

$$\varepsilon_{i,t} = \rho\varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}.$$

Enfin, dans certains tableaux, nous présentons également les résultats sous forme de coefficients bêta en utilisant des variables normalisées (pour la littératie, la réussite universitaire, le revenu par habitant et la variable liée à l'urbanisation). Ces coefficients bêta sont indiqués entre crochets dans la même colonne que l'estimation habituelle correspondante. Comme nous l'avons déjà mentionné à propos des taux de fiabilité, nous présentons des coefficients bêta pour permettre d'établir une comparaison directe des résultats concernant respectivement la littératie et la réussite universitaire, puisque la variable liée à la littératie est mesurée sur une échelle arbitraire. Pour calculer chaque variable normalisée, nous avons d'abord calculé, dans chaque période, l'écart-type de la variable transformée par la procédure transversale d'annulation de la moyenne. Deuxièmement, nous avons calculé la moyenne chronologique de la série d'écarts-types. Troisièmement, nous avons divisé par cette moyenne la variable transformée par la procédure transversale d'annulation de la moyenne. Avec cette méthode, le processus de normalisation n'élimine pas l'information contenue dans l'évolution chronologique de la variance transversale (le processus de convergence sigma observé pour la plupart des variables).

Étant donné le nombre limité d'observations chronologiques dont nous disposions, il n'était pas possible d'employer des méthodes d'estimation plus générales comme l'estimation par régressions sans lien apparent (SUR) ou par les moindres carrés à trois degrés. Il est à noter que ces méthodes d'estimation ne sont pas préférables à celle employée dans le présent document mais que, dans l'analyse chronologique et transversale, elles sont reconnues pour réduire au minimum les erreurs-types et pour garantir une confiance extrême lorsque le nombre de séries chronologiques est limité (Beck et Katz 1995).

4. Résultats

4.1 La littératie ou la réussite universitaire comme indicateur du capital humain

Les tableaux 2 à 5 présentent les résultats des estimations chronologiques et transversales des modèles de régression R1, R2 et R3 lorsqu'on utilise la littératie, la réussite universitaire ou les données synthétiques sur la scolarité comme indicateur du capital humain.

4.1.1 Estimations des indicateurs du capital humain

Dans 18 des 20 régressions chronologiques et transversales, l'effet de la littératie est positif et significatif au moins à 5 %. Dans les deux autres régressions utilisant les MCG[2], l'effet de la littératie est positif et significatif avec une valeur prédictive qui se situe autour de 10 %[10]. Il est à noter que l'estimation de l'effet de tous les indicateurs du capital humain est moins précise avec les MCG[2] qu'avec les MCG[1]. En outre, dans les cinq régressions chronologiques et transversales, l'effet de la réussite universitaire est également positif et significatif au moins à 5 %. Le capital humain, qu'il soit mesuré sous l'angle de la littératie ou de la réussite universitaire, semble donc avoir un effet manifeste et positif sur le niveau relatif du revenu par habitant dans les provinces. À notre avis, le fait que les deux indicateurs aient des effets positifs et significatifs sur le revenu par habitant, contrairement aux résultats de notre étude transnationale antérieure, constitue le principal résultat de la présente étude.

Tableau 2
Estimations à effets fixes du modèle de régression R1

		Variables dépendantes : revenu par habitant (moins les paiements de transfert)							
		(1) MCG[2]	(2) MCGR	(3) MCG[2]	(4) MCGR	(5) MCG[2]	(6) MCGR	(7) MCDD	(8) MCPDD
Littératie	Coefficient	1,05	1,35	[d]	[d]	[d]	[d]	3,03	1,81
	Erreur-type	0,70	0,46 [a]	[d]	[d]	[d]	[d]	1,27 [b]	0,81 [b]
	Bêta	0,15	0,20	[d]	[d]	[d]	[d]	...	...
Réussite universitaire	Coefficient	[d]	[d]	0,24	0,23	[d]	[d]	[d]	[d]
	Erreur-type	[d]	[d]	0,09 [b]	0,08 [a]	[d]	[d]	[d]	[d]
	Bêta	[d]	[d]	0,31	0,30	[d]	[d]	[d]	[d]
Scolarité	Coefficient	[d]	[d]	[d]	[d]	0,36	0,67	[d]	[d]
	Erreur-type	[d]	[d]	[d]	[d]	0,09	0,22 [a]	[d]	[d]
	Bêta	[d]	[d]	[d]	[d]	0,08	0,14	[d]	[d]
R^2 corrigé		,86	,88	,87	,90	,85	,88	...	...
Durbin-Watson		1,53	1,80	1,90	1,80	1,50	1,57	...	...

Notes : Périodes de dix ans, ce qui donne 60 observations de panel. Dans les colonnes (7) et (8), les données de l'EIAA de 1994 servent de VI pour les données sur la littératie de l'ELCA de 2003. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs. Les coefficients bêta sont indiqués dans la ligne au-dessous des erreurs-types des coefficients.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.
... n'ayant pas lieu de figurer

D'un point de vue quantitatif, les effets estimatifs de la littératie et de la réussite universitaire sur le revenu par habitant sont très différents. L'estimation ponctuelle de la variable non normalisée liée à la littératie est de beaucoup supérieure à celle de la réussite universitaire. Toutefois, dans les cinq régressions utilisant des variables normalisées (coefficients bêta), l'effet de la réussite universitaire sur le revenu personnel est systématiquement plus grand (56 % en moyenne) que celui de la littératie. En moyenne, une augmentation d'un écart-type de la littératie dans une province se traduit par une hausse de 0,19 écart-type du revenu personnel (moins les paiements de transfert). Dans le cas de la réussite universitaire, l'augmentation est de 33 %.

Tableau 3
Estimations du modèle structurel de régression R2

		(1) MCG[2]	(2) MCGR	(3) MCG[2]	(4) MCGR	(5) MCG[2]	(6) MCGR	(7) MCDD	(8) MCPDD
Littératie	Coefficient	1,04	1,80	[d]	[d]	[d]	[d]	1,28	1,92
	Erreur-type	0,52 [c]	0,35 [a]	[d]	[d]	[d]	[d]	0,49 [b]	0,28 [a]
	Bêta	0,15	0,26	[d]	[d]	[d]	[d]	...	...
Réussite universitaire	Coefficient	[d]	[d]	0,27	0,26	[d]	[d]	[d]	[d]
	Erreur-type	[d]	[d]	0,12 [b]	0,08 [a]	[d]	[d]	[d]	[d]
	Bêta	[d]	[d]	0,36	0,34	[d]	[d]	[d]	[d]
Scolarité	Coefficient	[d]	[d]	[d]	[d]	0,54	1,39	[d]	[d]
	Erreur-type	[d]	[d]	[d]	[d]	0,53	0,15 [a]	[d]	[d]
	Bêta	[d]	[d]	[d]	[d]	0,11	0,29	[d]	[d]
Urbanisation	Coefficient	0,91	0,60	0,59	0,59	0,89	0,57	0,89	0,59
	Erreur-type	0,09 [a]	0,07 [a]	0,15 [a]	0,11 [a]	0,12 [a]	0,04 [a]	0,08 [a]	0,05 [a]
	Bêta	0,83	0,55	0,54	0,55	0,82	0,53	...	...
Québec	Coefficient	-0,11	-0,05	-0,09	-0,09	-0,13	-0,08	-0,11	-0,05
	Erreur-type	0,02 [a]	0,02 [b]	0,02 [a]	0,02 [a]	0,02 [a]	0,02 [a]	0,06 [c]	0,02 [b]
	Bêta	...	...	...	...	...	...	...	...
Alberta	Coefficient	0,10	0,12	0,10	0,10	0,11	0,13	0,10	0,12
	Erreur-type	0,04 [a]	0,04 [a]	0,04 [b]	0,04 [a]	0,04 [a]	0,04 [a]	0,06	0,04 [a]
	Bêta	...	...	...	...	...	...	...	...
Nouvelle-Écosse	Coefficient	-0,01	-0,05	-0,03	-0,03	-0,01	-0,05	-0,02	-0,05
	Erreur-type	0,03	0,02 [b]	0,02	0,02	0,03	0,04	0,05	0,02 [b]
	Bêta	...	...	...	...	...	...	...	...
R^2 corrigé		,76	,85	,77	,88	,75	,87	...	...
Durbin-Watson		0,89	1,40	1,06	1,46	0,88	1,60	...	...

Notes : Périodes de dix ans, ce qui donne 60 observations de panel. Dans les colonnes (7) et (8), les données de l'EIAA de 1994 servent de VI pour les données sur la littératie de l'ELCA de 2003. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs. Les coefficients bêta sont indiqués dans la ligne au-dessous des erreurs-types des coefficients.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.
... n'ayant pas lieu de figurer

Tableau 4
Résultats de l'estimation pour le modèle de cinq ans, R1 et R2

		Variables dépendantes : revenu par habitant (moins les paiements de transfert)									
		(1) MCG[2]	(2) MCGR	(3) MCG[2]	(4) MCGR	(5) MCDD	(6) MCPDD	(7) MCDD	(8) MCPDD	(9) MCG[2]	(10) MCGR
Littératie	Coefficient	0,90	1,21	1,16	1,89	1,37	2,01	0,86	1,84	0,98	1,03
	Erreur-type	0,42[b]	0,29[a]	0,31[a]	0,19[a]	0,31[a]	0,17[a]	0,29[a]	0,16[a]	0,40[b]	0,27[a]
Urbanisation	Coefficient	[d]	[d]	0,88	0,59	0,87	0,59	0,87	0,65	0,62	0,58
	Erreur-type	[d]	[d]	0,06[a]	0,04[a]	0,05[a]	0,03[a]	0,05[a]	0,03[a]	0,07[a]	0,08[a]
Québec	Coefficient	[d]	[d]	-0,11	-0,04	-0,10	-0,04	-0,11	-0,06	-0,05	-0,05
	Erreur-type	[d]	[d]	0,02[a]	0,01[a]	0,04[b]	0,01[a]	0,04[c]	0,01[a]	0,02[b]	0,02[b]
Alberta	Coefficient	[d]	[d]	0,09	0,11	0,09	0,11	0,10	0,10	0,12	0,12
	Erreur-type	[d]	[d]	0,02[a]	0,02[a]	0,04[b]	0,03[a]	0,04[a]	0,02[a]	0,05[b]	0,05[b]
Nouvelle-Écosse	Coefficient	[d]	[d]	-0,02	-0,05	-0,02	-0,05	-0,01	-0,04	-0,03	-0,04
	Erreur-type	[d]	[d]	0,01	0,01[a]	0,03	0,01[a]	0,03	0,01[a]	0,01[b]	0,01[a]
Estimations à effets fixes		Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Estimations AR(1)		Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui
R^2 corrigé		,89	,90	,79	,86	...	...	...	...	,94	,95
Durbin-Watson		0,90	1,04	0,48	0,88	...	...	...	...	2,44	2,50

Notes : Périodes de cinq ans, ce qui donne 110 observations de panel dans les colonnes (1) à (6) et 100 observations de panel dans les colonnes (7) à (10). Dans les colonnes (5) et (6), les données de l'EIAA de 1994 servent de VI pour les données sur la littératie de l'ELCA de 2003. Dans les colonnes (7) et (8), les données retardées sur la littératie de l'ELCA de 2003 servent d'instrument pour la variable contemporaine. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.
... n'ayant pas lieu de figurer

Toutefois, l'effet de la variable synthétique liée à la scolarité construite d'après les données de l'ELCA de 2003 est toujours positif mais, dans trois régressions sur cinq, il n'est pas significatif à 10 %. Par comparaison avec les données fondées sur la réussite universitaire et la littératie, on pourrait interpréter cette absence de signification d'au moins deux façons. Premièrement, la littératie et la réussite universitaire comptent plus que le nombre d'années de scolarité. Telle est l'interprétation directe, si l'on fait abstraction des erreurs de mesure du capital humain. Deuxièmement, le signal contenu dans les données synthétiques sur la littératie est plus en corrélation avec le revenu par habitant que ne le sont les données synthétiques sur la scolarité calculées selon la même méthodologie et d'après la même enquête. Voici une explication parmi d'autres : dans plusieurs provinces, une forte proportion de citoyens sont nés à l'étranger et ont fait la plus grande partie de leur scolarité dans leur pays d'origine. Si, comme le donne à penser la conclusion de la présente étude, le nombre d'années de scolarité est moins comparable d'un pays à l'autre que la littératie, les données sur la littératie à l'intérieur des provinces canadiennes pourraient aussi être plus comparables que les données sur le nombre d'années de scolarité. En outre, la méthodologie de calcul des cohortes synthétiques pourrait introduire des erreurs de mesure dans les données synthétiques sur la littératie et sur la scolarité. Le biais d'atténuation réduit les estimations ponctuelles des deux coefficients de pente, mais la littératie reste significative en raison de son signal lié au capital humain, qui est plus prononcé. Voilà qui explique également pourquoi les données sur la réussite universitaire sont hautement significatives, puisque leur aspect chronologique ne découle pas du profil démographique.

D'un point de vue méthodologique, il convient de signaler quelques résultats supplémentaires. Premièrement, dans toutes les six régressions où les données sur la littératie tirées de l'enquête de 1994 servent d'instruments pour les données de 2003 (tableaux 2, 3 et 4, si l'on compare les colonnes (1) et (5) et les colonnes (2) et (6)), l'estimation ponctuelle de la variable liée à la littératie est plus élevée qu'avec les VI. On peut en déduire que l'emploi d'un autre indicateur du capital humain comme instrument réduit le biais d'atténuation dû à la présence d'erreurs de mesure. Il importe de noter que les résultats (non présentés) des estimations avec VI où la variable liée à la réussite universitaire sert d'instrument pour la variable liée à la littératie sont très semblables.

Deuxièmement, l'effet de la littératie semble estimé de manière cohérente dans les ensembles de données de cinq ans et de dix ans. Les estimations semblent plus précises dans la configuration de cinq ans (tous les coefficients de la littératie sont significatifs au moins à 5 %, même lorsqu'on utilise les MCG[2] et les MCDD).

Troisièmement, l'effet positif de la littératie reste hautement significatif lorsque sa valeur retardée sert d'instrument dans les colonnes (7) et (8) du tableau 4. En comparant les colonnes (5) et (7) et les colonnes (6) et (8) du tableau 4, nous voyons que la procédure de retard réduit légèrement l'estimation ponctuelle de la variable liée à la littératie lorsqu'on utilise des méthodes d'estimation avec VI comparables. Ces résultats indiquent que l'éventuel problème de causalité inverse (endogénéité) n'influence pas les résultats positifs des variables synthétiques liées à la littératie.

Quatrièmement, les estimations à effets aléatoires (tableau 5) produisent des résultats très semblables pour les variables liées à la littératie et à la réussite universitaire, comparativement aux modèles de régression R1 et R2. Toutefois, l'effet de la variable synthétique liée à la scolarité calculée d'après les données de l'ELCA de 2003 est loin d'être significatif avec le modèle à effets aléatoires.

Tableau 5

Estimation à effets aléatoires du modèle R3

		Variables dépendantes : revenu par habitant (moins les paiements de transfert)			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Littératie	Coefficient	1,13	d	d	0,99
	Erreur-type	0,53 b	d	d	0,36 a
	Bêta	0,17	d	d	...
Réussite universitaire	Coefficient	d	0,25	d	d
	Erreur-type	d	0,08 a	d	d
	Bêta	d	0,33	d	d
Scolarité	Coefficient	d	d	0,42	d
	Erreur-type	d	d	0,33	d
	Bêta	d	d	0,09	d
Urbanisation	Coefficient	0,89	0,62	0,89	0,88
	Erreur-type	0,15 a	0,17 a	0,16 a	0,14 a
	Bêta	0,83	0,58	0,82	...
R^2 corrigé		,86	,87	,85	,89
Durbin-Watson		1,35	1,66	1,31	0,85
Observations		60	60	60	110

Notes : Méthode d'estimation : moindres carrés généralisés (composante de la variance). Périodes de dix ans dans les colonnes (1) à (3), périodes de cinq ans dans la colonne (4). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs. Les coefficients bêta sont indiqués dans la ligne au-dessous des erreurs-types des coefficients.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.
... n'ayant pas lieu de figurer

Enfin, dans les vingt estimations chronologiques et transversales présentées dans les tableaux 2 à 5, l'estimation ponctuelle moyenne de la variable liée à la littératie est de 1,43. Ce chiffre représente l'élasticité du revenu par habitant (moins les paiements de transfert aux personnes) par rapport à la variable liée à la littératie. On peut l'interpréter en fonction du rendement microéconomique de l'éducation estimé dans des études du travail inspirées de Mincer. Selon Psacharopoulos (1994), le rendement individuel d'une année de scolarité supplémentaire sur les salaires s'échelonne de 5 % à 15 %. Selon l'OCDE (2000, p. xiv), une année de scolarité supplémentaire augmente de 10 points la note en littératie. Il s'agit de 3,8 % de la note moyenne en littératie (265) des jeunes cohortes provinciales de notre échantillon. Par conséquent, une augmentation des compétences correspondant à une année de scolarité supplémentaire augmente de 5,4 % le revenu par habitant à l'échelle des provinces canadiennes. On peut soutenir, comme nous l'avons mentionné plus haut, que le biais d'atténuation dû à l'erreur de mesure réduit ce chiffre. Si tel est le cas, nous pourrions nous fier aux six estimations ponctuelles pour lesquelles les données de l'EIAA (1994) servent d'instruments pour les données de 2003 sur la littératie (colonnes (7) et (8) des tableaux 2 et 3 et colonnes (5) et (6) du tableau 4). Dans ces estimations avec VI, la moyenne des six estimations ponctuelles pour la variable liée à la littératie est de 1,90, ce qui correspond à un rendement macroéconomique de l'éducation de 7,3 %. Fait intéressant, ce chiffre se situe au milieu du rendement individuel résumé par Psacharopoulos (1994).

4.1.2 La structure d'urbanisation

Dans tous les cas (vingt régressions dans les tableaux 3 à 5), le coefficient de la variable liée à l'urbanisation est positif et significatif à 1 %. Les estimations ponctuelles sont aussi remarquablement stables. Dans toutes les estimations où la réussite universitaire sert d'indicateur du capital humain et dans toutes celles qui utilisent les données synthétiques sur la littératie ou la scolarité avec les MCGR et les MCPDD, les estimations ponctuelles de la variable liée à l'urbanisation se situent autour de 0,60. Dans toutes les estimations utilisant les variables synthétiques liées à la littératie ou à la scolarité avec les MCG[2], les MCDD et les effets aléatoires, les estimations ponctuelles sont un peu plus élevées : elles se situent autour de 0,90.

D'un point de vue quantitatif, ces résultats concordent avec l'estimation de Coulombe (2000), soit 0,78 pour l'élasticité à long terme du revenu par habitant (moins les paiements de transfert) par rapport à l'urbanisation. Nous avons obtenu nos résultats antérieurs dans un cadre de travail dynamique semblable à l'équation R4, dans lequel la variable initiale liée au capital humain n'était pas entrée dans la liste de contrôles, pour les raisons énoncées plus haut. Nos résultats actuels supposent que, compte tenu de l'accumulation du capital humain et d'autres facteurs, une province qui est plus urbanisée que la moyenne canadienne dans une proportion de 10 % est aussi plus riche dans une proportion variant entre 6 % et 9 %.

Toujours sur le plan quantitatif, les coefficients bêta estimatifs de la variable liée à l'urbanisation (dans les tableaux 3 et 5) sont systématiquement supérieurs aux coefficients bêta estimatifs de la réussite universitaire et de la littératie. L'estimation moyenne (dans les six régressions) du coefficient bêta de l'urbanisation est de 0,65 (contre 0,33 et 0,19, respectivement, pour la réussite universitaire et la littératie).

Fait intéressant, les résultats concernant la variable liée à l'urbanisation selon les estimations à effets aléatoires dans le tableau 5 concordent également avec ceux obtenus selon le modèle structurel R2 dans les tableaux 3 et 5. L'effet de l'urbanisation est donc resté à peu près inchangé, même lorsque l'hétérogénéité provinciale est modélisée de manière moins contraignante (et plutôt ponctuelle) qu'avec l'approche de la rupture structurelle et de la variable fictive adoptée dans le modèle structurel R2.

Les résultats concernant l'urbanisation éclairent également l'effet estimatif du capital humain dans la présente analyse. En estimant l'effet partiel du capital humain dans la présente étude, nous neutralisons les corrélations positives entre l'urbanisation, le capital humain et le revenu par habitant. Faute de neutraliser l'urbanisation (ce qu'on fait également dans la modélisation à effets fixes, puisque l'urbanisation relative est stable dans le temps), l'effet du capital humain serait biaisé positivement, comme dans l'échantillon représentatif qui sert d'exemple dans le résumé.

4.1.3 Variables fictives provinciales

Les tableaux 3 et 4 présentent les résultats des seize régressions relatives aux variables fictives provinciales (Québec, Alberta et Nouvelle-Écosse). Les huit premières régressions (tableau 3) concernent le modèle de dix ans et les huit dernières (tableau 4), le modèle de cinq ans.

Dans le modèle de dix ans (tableau 3), les ruptures structurelles du Québec et de l'Alberta sont toutes deux modélisées pour survenir durant la période 3 (1970). Dans le modèle de cinq ans, le choc du Québec survient durant la période 5 (1970) et celui de l'Alberta, durant la période 6 (1975). Coulombe (2000), qui a utilisé un modèle chronologique et transversal avec des données annuelles et qui a corrigé spécifiquement la corrélation propre, a choisi les dates de ces chocs afin de maximiser les *statistiques de t* de la variable fictive. La configuration de cinq ans est plus souple lorsqu'il s'agit de modéliser une rupture qui survient à peu près au milieu d'une décennie. C'est ce qui ressort, dans une certaine mesure, des estimations MCDD (dans la colonne (7) du tableau 3 et la colonne (5) du tableau 4). Pour cette méthode d'estimation du modèle structurel, le choc du Québec n'est significatif qu'à 10 % dans le modèle de dix ans, alors que le choc de l'Alberta n'est même pas significatif à 10 %. Dans la configuration de cinq ans, toutefois, les deux chocs sont significatifs à 5 %. Dans toutes les autres régressions, ils sont significatifs au moins à 5 %.

Sur le plan quantitatif, les estimations ponctuelles du choc pétrolier de l'Alberta sont très comparables entre la configuration de cinq ans et celle de dix ans et varient entre 0,09 et 0,12. Elles sont un peu plus faibles que l'élasticité estimative à long terme de 15,4 % selon Coulombe (2000) pour le même concept du revenu par habitant dans un modèle de convergence dynamique analogue au modèle R4 et utilisant des données annuelles.

L'ampleur des estimations ponctuelles du choc négatif de 1970 au Québec varie selon les méthodes d'estimation. Avec les moindres carrés pondérés (MCGR et MCDD), lorsque le capital humain n'est pris en compte que par la littératie dans les configurations de cinq ans et de dix ans, les estimations ponctuelles varient entre -0,04 et -0,05 %. Dans les autres régressions (toutes celles concernant la réussite universitaire et celles qui utilisent les MCG[2] et les MCDD pour la littératie), l'effet du choc du Québec est doublé et varie entre -0,09 et -0,12. Ces dernières estimations sont plus proches de l'élasticité à long terme de 10,3 % estimée par Coulombe (2000) pour cette variable dans le cadre de la convergence conditionnelle.

Les résultats concernant l'effet fixe de la Nouvelle-Écosse sont beaucoup moins robustes que ceux concernant les variables fictives liées au Québec et à l'Alberta. Dans sept des seize régressions, le coefficient négatif n'est pas significatif à 10 %. Ces résultats concordent, dans une certaine mesure, avec ceux de Coulombe (2003), selon lesquels les Néo-Écossais instruits ont tendance à rester dans leur province même si elle est moins urbanisée et relativement plus pauvre que la moyenne canadienne. Dans les trois autres provinces relativement pauvres de l'Atlantique (Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick), les gens instruits ont davantage tendance à migrer vers des provinces riches (comme l'Ontario et l'Alberta). Fait intéressant, dans la présente étude, tous les résultats significatifs concernant les effets fixes de la Nouvelle-Écosse apparaissent lorsque la variable liée à la littératie sert d'indicateur du capital humain.

4.2 Littératie des hommes et littératie des femmes

Dans l'étude transnationale de 14 pays de l'OCDE menée par Coulombe, Tremblay et Marchand (2004), les indicateurs du capital humain fondés sur la littératie des femmes étaient systématiquement supérieurs à ceux fondés sur la littératie des hommes dans une configuration de régression de la convergence analogue au modèle R4. Ce résultat est plutôt intéressant, car il est robuste lorsqu'on neutralise les écarts transnationaux dans le taux de participation de la population active féminine. Les estimations ponctuelles des indicateurs féminins sont plus élevées que celles concernant la population masculine; les résultats sont plus robustes avec les indicateurs fondés sur la population féminine. Fait particulièrement intéressant, contrairement aux indicateurs fondés sur la littératie des femmes, le coefficient estimatif concernant la population masculine n'est généralement pas significatif lorsqu'on entre séparément la littératie des deux sexes dans la liste de contrôles. Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) ont proposé un certain nombre d'explications possibles pour l'effet lié au sexe. Selon eux, une analyse effectuée à l'échelle régionale, comme celle effectuée dans le présent document, permettrait de déterminer lequel convient le mieux.

Le tableau 6 présente les résultats de la comparaison de l'effet de la littératie chez les hommes et chez les femmes dans le modèle structurel R2. L'orientation générale des résultats pour d'autres spécifications concorde avec ceux qui sont présentés. Dans les résultats présentés dans les colonnes (1) et (2) (pour les MCG[2]) et (4) et (5) (pour les MCGR), les indicateurs fondés sur la littératie des femmes et celle des hommes sont entrés dans la liste de contrôles dans des régressions distinctes. Dans les résultats présentés dans les colonnes (3) (pour les MCG[2]) et (6) (pour les MCGR), les deux indicateurs sont entrés séparément dans la liste de contrôles de la même régression. Les effets de l'indicateur lié au sexe sont tous significatifs à 1 % lorsqu'on entre les indicateurs dans des régressions distinctes. Dans ce cas, l'estimation ponctuelle concernant la population féminine est un peu plus élevée avec les MCGR, mais nous constatons l'inverse dans les estimations par les MCG[2]. Lorsqu'on entre séparément les indicateurs fondés sur les deux sexes dans la même régression, l'effet de la littératie des hommes est plus grand avec les MCG[2] et est significatif à 5 %. Dans ce cas, l'effet de la littératie des femmes n'est pas significatif, même à 10 %, avec les MCG[2]. Encore une fois, avec les MCGR, l'effet des deux indicateurs est significatif à 1 % et l'effet de la littératie des femmes est un peu plus élevé (mais pas de façon significative) que celui de la littératie des hommes. Dans l'ensemble, nous ne trouvons aucune preuve systématique d'un effet lié au sexe dans notre ensemble de données régionales.

Tableau 6
Littératie des hommes et des femmes

		Variables dépendantes : revenu par habitant (moins les paiements de transfert)					
		(1) MCG[2]	(2) MCG[2]	(3) MCG[2]	(4) MCGR	(5) MCGR	(6) MCGR
Littératie des hommes	Coefficient	1,09	[d]	0,90	1,17	[d]	0,86
	Erreur-type	0,31 [a]	[d]	0,42 [b]	0,26 [a]	[d]	0,24 [a]
Littératie des femmes	Coefficient	[d]	0,87	0,27	[d]	1,47	1,01
	Erreur-type	[d]	0,30 [a]	0,40	[d]	0,21 [a]	0,18 [a]
Urbanisation	Coefficient	0,84	0,93	0,85	0,72	0,71	0,60
	Erreur-type	0,06 [a]	0,05 [a]	0,06 [a]	0,06 [a]	0,04 [a]	0,05 [a]
Québec	Coefficient	-0,12	-0,09	-0,11	-0,11	-0,05	-0,04
	Erreur-type	0,01 [a]	0,03 [a]	0,02 [a]	0,02 [a]	0,01 [a]	0,01 [a]
Alberta	Coefficient	0,10	-0,11	0,09	0,09	0,11	0,11
	Erreur-type	0,02 [a]	0,02 [a]	0,02 [a]	0,01 [a]	0,03 [a]	0,03 [a]
Nouvelle-Écosse	Coefficient	-0,03	-0,01	-0,03	-0,04	-0,03	-0,05
	Erreur-type	0,02 [b]	0,01	0,02	0,02 [a]	0,02 [c]	0,02 [a]
R^2 corrigé		,80	,79	,80	,84	,83	,85
Durbin-Watson		0,54	0,46	0,51	0,78	0,84	0,88

Notes : Modèle de régression R2. Périodes de cinq ans, ce qui donne 110 observations de panel. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs.
a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.

Les écarts dans les résultats concernant les effets liés au sexe dans notre ensemble de données provinciales canadiennes et dans l'ensemble de données transnationales utilisé par Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) permettent de soutenir l'une des explications possibles de cet effet, proposée par Coulombe, Tremblay et Marchand (2004). Dans les études transnationales, un indicateur fondé sur la littératie des femmes peut rendre compte des effets de variables omises, comme celle appelée *infrastructure sociale* par Hall et Jones (1999) ou, plus généralement, le niveau de développement social d'un pays. Hall et Jones (1999) ont soutenu que les écarts dans l'infrastructure sociale rendaient compte des écarts importants dans les niveaux du PIB par habitant selon les pays, que n'expliquent pas les écarts dans le capital humain et le capital physique (résiduel de Solow) dans les pays développés et en développement. Comme nous l'avons mentionné dans notre introduction, il est très difficile de mesurer convenablement le concept d'infrastructure sociale. Dans les régressions transnationales de la croissance, ce dernier est habituellement laissé dans le résidu ou pris en compte par les effets fixes. Dans un ensemble transnational de données de panel, l'évolution relative de l'infrastructure sociale dans le temps et selon les pays peut être en corrélation positive avec l'évolution du ratio de la littératie des femmes à celle des hommes. Dans notre ensemble de données provinciales canadiennes, on peut soutenir que les écarts d'infrastructure sociale selon les provinces ne sont pas significatifs ou que les rares écarts s'expliquent par l'effet fixe des variables fictives liées à la Nouvelle-Écosse et au Québec. L'évolution de l'infrastructure sociale qui est en corrélation avec celle de l'indice de la littératie des femmes et des hommes pourrait avoir eu une incidence égale sur les dix provinces. Si tel est le cas, cet effet commun serait éliminé par la procédure transversale d'annulation de la moyenne.

Les constatations ci-dessus font ressortir l'intérêt général de la réalisation d'analyses empiriques utilisant des données régionales, mais l'intérêt ne se limite pas aux études régionales. L'utilisation de données régionales relativement homogènes peut également éclairer des aspects importants des études transnationales.

4.3 Combinaison des indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire

Jusqu'à maintenant, les indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire étaient considérées comme des approximations interchangeables du vrai concept de capital humain. Les deux indicateurs n'étant pas en parfaite corrélation, comme l'illustrent les résultats concernant les taux de fiabilité présentés dans le tableau 1, nous avons mené de nombreux essais empiriques afin de vérifier s'il était possible de combiner les deux indicateurs de différentes façons. Dans le tableau 7, nous présentons les principaux résultats en utilisant les spécifications R1, R2 et R3 où les deux indicateurs, ou une combinaison des deux, sont entrés dans la liste de contrôles de la même régression.

Tableau 7

Combinaison des indicateurs de la littératie et de la réussite universitaire retardée

		Variables dépendantes : revenu par habitant (normalisé) (moins les paiements de transfert)				
		(1) R1	(2) R1	(3) R1	(4) R2	(5) R3
Littératie	Coefficient	0,20	0,14	[d]	[d]	[d]
	Erreur-type	0,08 [b]	0,04 [a]	[d]	[d]	[d]
Réussite universitaire	Coefficient	0,17	[d]	[d]	[d]	[d]
	Erreur-type	0,10	[d]	[d]	[d]	[d]
Réussite universitaire retardée	Coefficient	[d]	0,18	[d]	[d]	[d]
	Erreur-type	[d]	0,05 [a]	[d]	[d]	[d]
Indice combiné	Coefficient	[d]	[d]	0,16	0,19	0,18
	Erreur-type	[d]	[d]	0,03 [a]	0,04 [a]	0,05 [a]
Observations		60	50	50	50	50
R^2 corrigé		,89	,93	,93	,92	,91
Durbin-Watson		1,94	2,08	2,03	1,63	1,28

Notes : Modèle de dix ans (R1, R2 et R3), ce qui donne 60 observations de panel. Les méthodes d'estimation sont les MCGR (colonnes 1 à 4) et la composante de la variance par les moindres carrés généralisés (colonne 5). Les statistiques des paramètres structurels ne figurent pas dans les colonnes (4) et (5). L'indice combiné du capital humain est la somme de la variable courante (normalisée) liée à la littératie et de la variable retardée liée à la réussite universitaire. Coefficients bêta du capital humain et de l'urbanisation dans toutes les régressions. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.

En utilisant l'estimation à effets fixes et les MCGR, on entre séparément les deux variables contemporaines liées à la littératie et à la réussite universitaire dans la liste de contrôles de la première régression (colonne 1). Les estimations ponctuelles (coefficients bêta) des deux variables sont de la même grandeur et l'écart entre les deux n'est pas statistiquement significatif. Le coefficient de la littératie est significatif à 5 %, mais celui de la réussite universitaire n'est pas significatif (de justesse) à 10 %. En utilisant les mêmes méthodes d'estimation, les deux estimations sont significatives à 1 % lorsque la variable liée à la réussite universitaire est retardée d'une période dans la deuxième régression (colonne 2). À l'exception des régressions présentées dans les colonnes (7) et (8) pour lesquelles le R au carré corrigé a été gonflé par la correction autorégressive (AR), le R au carré corrigé (0,93) pour cette régression est plus grand que dans toutes les régressions antérieures où la variable liée au capital humain est calculée par approximation par l'indicateur de la littératie ou par celui de la réussite universitaire.

Comme les estimations ponctuelles des deux indicateurs du capital humain dans la deuxième régression sont encore une fois de la même grandeur (et que l'écart n'est pas significatif), nous avons combiné les deux variables en ajoutant simplement la littératie courante à la variable retardée liée à la réussite universitaire. Les colonnes (3) à (5) présentent les résultats concernant cet indice combiné pour les modèles de régression R1, R2 et R3. Les résultats concernant les autres variables dans le modèle structurel et le modèle à effets aléatoires sont très comparables à ceux des régressions antérieures et ne sont pas présentés dans le tableau 7. Dans les trois cas, les coefficients de l'indice combiné sont significatifs à 1 % et les estimations ponctuelles sont très comparables aux coefficients bêta variant entre 0,16 et 0,19. Encore une fois, à l'exception de la régression utilisant la correction AR, les R au carré corrigés sont plus élevés (entre 0,91 et 0,93) que ceux présentés dans les régressions antérieures. Enfin, à l'exception de la régression utilisant les effets aléatoires, l'analyse de la statistique de Durbin Watson révèle que la corrélation propre ne constitue pas un grave problème lorsque la littératie est combinée à la réussite universitaire, que cette dernière variable soit retardée ou non.

Ces résultats donnent à penser que l'effet de la littératie sur le revenu par habitant est positif et significatif, même après neutralisation de la réussite universitaire. L'effet de la réussite universitaire est également positif et significatif lorsque la variable est retardée, même après neutralisation de la littératie. En outre, on peut combiner les deux indicateurs en un indice du capital humain qui donne d'excellents résultats dans les trois modèles de régression. En un mot, la littératie et la réussite universitaire semblent compter pour beaucoup.

4.4 Résultats des régressions de convergence

Le tableau 8 présente les résultats concernant le modèle de régression de la convergence R4. Pour les résultats de la régression présentés dans la colonne (1), nous avons utilisé la même modélisation que dans Coulombe (2000), mais en étendant notre ensemble de données à 2001. Sur les plans qualitatif et quantitatif, les résultats de la première régression concordent avec ceux de nos études antérieures. La vitesse de convergence estimative se situe autour de 5 % par année. L'élasticité estimative à long terme (0,69) de la variable liée à l'urbanisation se situe au milieu inférieur de la fourchette de celles qui sont estimées dans les modèles statiques R2 et R3. L'élasticité à long terme du choc survenu au Québec (-0,10) se situe à l'extrémité supérieure de la fourchette d'estimations obtenues dans nos régressions statiques. L'élasticité à long terme de la variable liée au choc pétrolier de l'Alberta est plus grande que dans les régressions statiques, mais le coefficient est estimé sans grande précision.

Tableau 8
Résultats de l'estimation pour le modèle de régression de la convergence R4

		Variables dépendantes : taux de croissance annuel moyen du revenu par habitant (moins les paiements de transfert)		
		(1) MCGR	(2) MCGR	(3) MCPDD
Revenu retardé par habitant	Coefficient	-0,051	-0,054	-0,039
	Erreur-type	0,009 [a]	0,010 [a]	0,008 [a]
	Élasticité à long terme	...	...	...
Littératie retardée	Coefficient	[d]	0,009	[d]
	Erreur-type	[d]	0,031	[d]
	Élasticité à long terme	[d]	0,17	[d]
Urbanisation	Coefficient	0,040	0,040	0,025
	Erreur-type	0,010 [a]	0,010 [a]	0,010 [a]
	Élasticité à long terme	0,69	0,68	0,66
Québec	Coefficient	-0,005	-0,005	-0,003
	Erreur-type	0,002 [a]	0,002 [a]	0,002 [c]
	Élasticité à long terme	-0,10	-0,09	-0,08
Alberta	Coefficient	0,010	0,010	0,009
	Erreur-type	0,006 [c]	0,006 [c]	0,005 [a]
	Élasticité à long terme	0,19	0,19	0,24
R^2 corrigé		,35	,33	...
Durbin-Watson		2,57	2,56	...

Notes : Modèle de régression de cinq ans, ce qui donne 100 observations de panel. Dans la colonne (3), la variable retardée liée à la littératie sert d'instrument pour la variable retardée liée au revenu par habitant. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées dans la deuxième ligne, sous les coefficients estimatifs. L'élasticité à long terme calculée d'après l'équation (7) est indiquée dans la ligne au-dessous des erreurs-types des coefficients.

a : significatif à 1 %;
b : significatif à 5 %;
c : significatif à 10 %;
d : variable absente du modèle.
... n'ayant pas lieu de figurer

Dans la deuxième régression, la variable retardée liée au capital humain et fondée sur la littératie est ajoutée à la liste de contrôles dans le modèle de convergence conditionnelle, comme on l'a fait dans de nombreuses études transnationales, dont celle de Coulombe, Tremblay et Marchand (2004). Comme nous l'avons mentionné dans nos études antérieures sur le sujet (Coulombe 2000; Coulombe et Tremblay 2001; Coulombe 2003), les résultats présentés dans la colonne (2) illustrent clairement qu'on ne peut estimer efficacement l'effet du capital humain sur le revenu par habitant (ou PIB par habitant) lorsqu'on entre la variable retardée liée au capital humain dans la liste de contrôles d'un modèle de régression de convergence conditionnelle du revenu par habitant. Comme nous l'avons souligné dans la section 3.3, dans le modèle de croissance d'une économie ouverte à mobilité parfaite du capital et d'une contrainte active pour le financement du capital humain, le niveau initial du revenu par habitant est une fonction linéaire logarithmique du niveau initial du capital humain. Si l'on entre les deux variables dans la liste de contrôles de la même régression, la forte colinéarité entre les deux variables suppose que l'estimation de la variable liée au capital humain est tributaire de biais dus à l'erreur de mesure et à une variable omise.

Si l'on se fie à cette interprétation, la variable retardée liée au capital humain pourrait servir d'instrument pour le revenu retardé par habitant dans les estimations avec VI de la régression convergence-croissance. D'un point de vue économétrique, nous avons utilisé le capital humain comme instrument dans cette configuration parce qu'il pouvait peut-être atténuer, dans les régressions dynamiques, la tendance à surestimer l'effet de la variable dépendante retardée à cause de l'erreur de mesure de la variable liée au revenu par habitant. Le problème est atténué si l'erreur de mesure de la variable liée au capital humain n'est pas en corrélation avec l'erreur de mesure du revenu par habitant. Cette hypothèse est facile à vérifier si la littératie sert d'approximation du capital humain.

La colonne (3) présente les résultats des estimations avec VI à l'égard desquelles la littératie retardée sert d'instrument pour le revenu retardé par habitant. Le modèle de régression donne d'excellents résultats. La vitesse de convergence est toujours significative à 1 %, mais son estimation ponctuelle est plus faible (autour de 4 %) que celle présentée dans la colonne (1). Les élasticités à long terme des trois variables structurelles sont aussi de la même grandeur que celles présentées dans le tableau 1. La littératie est si étroitement liée au revenu par habitant qu'on pourrait la considérer comme un instrument efficace pour résoudre les problèmes liés au biais dû à l'erreur de mesure du revenu par habitant.

5. Conclusions

L'analyse empirique expliquée dans le présent document nous permet de mieux comprendre le processus de la croissance régionale. Elle montre notamment que l'accumulation du capital humain a constitué un déterminant important de la croissance relative des provinces canadiennes au cours de la période de 1951 à 2001. Le degré relatif d'urbanisation des provinces, ainsi que les chocs provinciaux survenus en Alberta (le premier choc pétrolier en 1973) et au Québec (l'exode des anglophones vers 1970), ont aussi joué un rôle important. Notre estimation moyenne du rendement macroéconomique d'une année de scolarité supplémentaire, en termes de compétences acquises, est de 7,3 % dans les estimations avec VI visant à corriger le biais d'atténuation causé par l'erreur de mesure. Ce chiffre se situe au milieu de la fourchette de 5 % à 15 % pour les estimations du rendement individuel calculées dans les études inspirées de Mincer.

Mais surtout, notre analyse représente un apport important aux études portant sur la mesure du capital humain et sur le rendement macroéconomique de l'accumulation du capital humain. Elle compare, dans un contexte régional, les effets de deux indicateurs différents du capital humain, fondés respectivement sur la réussite universitaire et sur les résultats en littératie. Les principales conclusions de notre analyse sont les suivantes :

Premièrement, les indicateurs de la littératie ne semblent pas supérieurs aux indicateurs de la scolarité fondés sur la réussite universitaire à l'échelle des *provinces* canadiennes. Cette constatation tranche nettement avec le principal résultat de l'étude de Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) fondée sur des régressions transnationales. Il s'agit peut-être du résultat le plus original de notre analyse. Il donne à penser que les indicateurs de la littératie sont supérieurs aux indicateurs de la scolarité à l'échelle *transnationale*, les résultats en littératie étant plus comparables que le nombre d'années de scolarité. Il importe de noter que dans la présente étude, l'indicateur de la scolarité n'est pas fondé sur le nombre d'années de scolarité déclaré ou calculé, mais sur la réussite universitaire. Il est également possible que le rendement relatif des données sur la réussite universitaire dans le cadre de notre étude découle du fait que, dans les données du recensement, elles sont présentées de manière cohérente dans le temps au Canada (à cet égard, voir de la Fuente et Domenéch [2002]). À l'échelle transnationale, toutefois, les données sur le nombre d'années de scolarité sont souvent tirées de données brutes sur le niveau de scolarité de référence, à l'aide d'une correspondance qui n'est pas nécessairement cohérente dans le temps. L'utilisation, à l'échelle transnationale, du nombre d'années de scolarité comme indicateur du capital humain – peut-être motivée par la volonté de lier les résultats macroéconomiques aux études microéconomiques inspirées de Mincer et axées sur le rendement d'une année de scolarité supplémentaire – risquerait d'accroître les erreurs de mesure.

Deuxièmement, dans la mesure où la qualité institutionnelle et les niveaux d'infrastructure sociale sont semblables d'une province canadienne à l'autre, notre analyse régionale nous permet de calculer une estimation sans biais de l'apport du capital humain aux niveaux de vie relatifs dans diverses économies. Dans les études transnationales, on peut raisonnablement soutenir que les estimations de l'apport du capital humain au revenu par habitant peuvent rendre compte, du moins

dans une certaine mesure, d'écarts dans le niveau d'infrastructure sociale. Nos résultats apportent donc un nouvel éclairage sur cette question et soutiennent le point de vue selon lequel le capital humain compte pour beaucoup dans le bien-être relatif à long terme d'une économie développée.

Troisièmement, aucune preuve systématique n'atteste l'existence d'effets de la littératie liés au sexe sur le revenu provincial par habitant. Ce phénomène donne à penser que l'incidence beaucoup plus forte de la littératie des femmes sur les niveaux de vie selon les pays (constatée dans Coulombe, Tremblay et Marchand [2004]) peut refléter des écarts dans les niveaux de l'infrastructure sociale ou du développement social selon les pays, variables qui pourraient bien être en corrélation avec le ratio de la littératie des femmes à celle des hommes.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, l'une des principales limites de l'indicateur de la littératie que nous utilisons tient au fait qu'il ne prend pas en compte les flux de migration survenus au cours de la période. Une importante perspective pour la recherche future consisterait à construire des indicateurs de transfert du capital humain d'une province canadienne à l'autre, fondés sur les résultats en littératie des migrants. Par rapport aux mesures existantes des flux de migration d'une province à l'autre, ces indicateurs tiendraient compte du niveau de compétence des migrants. Ils permettraient également de mieux comprendre les déterminants de la migration de travailleurs qualifiés ainsi que l'effet de cette migration sur la convergence des niveaux de vie d'une région à l'autre.

Bibliographie

Barro, R.J. 2001. Education and economic growth. In Helliwell, J.F., ed., *The contribution of human and social capital to sustained economic growth and well-being.* Organization for Economic Cooperation and Development / Human Resources Development Canada, Paris, pp. 13-41.

Barro, R.J., and Lee, J-W. 2000. International data on educational attainment: updates and implications. Working Paper 7911, National bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Barro, R.J., Mankiw, G., and Sala-i-Martin, X. 1995. Capital mobility in neoclassical models of growth. *American Economic Review* 85(1): 103-115.

Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. 1992. Convergence. *Journal of Political Economy* 100(2): 223-251.

Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. 1995. *Economic Growth.* McGraw-Hill, New York.

Beck, N., and Katz, J.N. 1995. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review* 89(3): 634-647.

Baumol, W.J. 1986. Productivity growth, convergence, and welfare: what do the long-run data show? *American Economic Review* 76(5): 1072-1085.

Coulombe, S. 2000. New evidence of convergence across Canadian provinces: the role of urbanization. *Regional Studies* 34(8): 713-725.

Coulombe, S. 2001. The contribution of human capital and urbanization to Canadian regional growth. In Helliwell, J.F., ed., *The contribution of human and social capital to sustained economic growth and well-being.* Organization for Economic Cooperation and Development / Human Resources Development Canada, Paris, pp. 203-220.

Coulombe, S. 2003. Human capital, urbanization and Canadian provincial growth. *Regional Studies* 37(3): 239-250.

Coulombe, S., and Lee, F.C.. 1995. Convergence across Canadian provinces, 1961 to 1991. *Canadian Journal of Economics* 28(4a): 886-898.

Coulombe, S., and Tremblay, J.-F. 2001. Human capital and regional convergence in Canada. *Journal of Economic Studies* 28(3): 154-180.

Coulombe, S., Tremblay, J.-F., and Marchand, S. 2004. Literacy scores, human capital and growth across fourteen OECD countries. International Adult Literacy Survey. Statistics Canada, Human Resources and Skills Development Canada, Ottawa. Cat. No. 89-552-MIE, no. 11.

De la Fuente, A., and Doménech, R. 2002. Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? An update and further results. Manuscript. Instituto de Análisis Económico (CSIC) and Universidad de Valencia.

Glaeser, E., La Porta, R., Lopes-de-Silanes, F., and Shleifer, A. 2004. Do institutions cause growth? *Journal of Economic Growth* 9(3): 271-303.

Hall, R., and Jones,. C. 1999. Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics* 114(1): 83-116.

Islam, N. 1995. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics* 110(4): 1127-1170.

Kaldor, N. 1963. Capital accumulation and economic growth. In Lutz, F., and Hague, D. eds., *Proceedings of a conference held by the International Economics Association*. Macmillan, London.

Krueger, A.B., and Lindahl, M. 2001. Education for growth: why and for whom? *Journal of Economic Literature* 39(4): 1101-1136.

Lange, F., and Topel, R. 2004. The social value of education and human capital. Mimeo. Yale University and University of Chicago.

Lucas, R.E., Jr. 1988. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22(1): 3-42.

Mankiw, N.G., Romer, D., and Weil, D.N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 407-437.

OECD (Organization for Economic Cooperation and Development). 2000. Literacy in the information age. Final report of the International Adult Literacy Survey. Organization for Economic Cooperation and Development / Statistics Canada, Paris.

Psacharopoulos, G. 1994. Returns to investment in education: a global update. *World Development* 22: 1325-1343.

Romer, P.M. 1986. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy* 94(5): 1002-1037.

Temple, J. 2000. Growth effects of education and social capital in the OECD countries. Economics Department Working Paper No. 263, OECD, October.

Topel, R. 1999. Labor markets and economic growth. In Ashenfelter, O., and Card, D., eds., *Handbook of Labor Economics, volume 3C*, North-Holland, Amsterdam, pp. 2943-2984.

Notes en fin de texte

1. Dans le modèle de croissance d'une économie ouverte à grande mobilité du capital physique (Barro, Mankiw, et Sala-i-Marten 1995), l'investissement dans le capital physique est tributaire de l'investissement dans le capital humain. La recherche-développement pourrait également expliquer les écarts dans la productivité transnationale.
2. Hall et Jones (1999, p. 84) définissent l'infrastructure sociale comme étant : 'the institutions and government policies that determine the economic environment within which individuals accumulate skills, and firms accumulate capital and produce output.'
3. Depuis 1976, elle est également disponible à des intervalles de cinq ans.
4. On trouvera dans Temple (2000) un survol des études empiriques concernant les effets du capital humain et social sur la croissance dans les pays de l'OCDE. On trouvera également dans Krueger et Lindahl (2001) un exposé plus détaillé des études empiriques concernant le capital humain et l'éducation.
5. Comme dans Coulombe (2000, 2003), nous employons le terme *l'exode des anglophones* pour décrire la fuite des emplois du tertiaire supérieure de Montréal vers Toronto.
6. L'autre mesure du niveau de scolarité est liée à l'achèvement de la 9e année. Toutefois, au milieu de notre échantillon, la presque totalité de la population ayant atteint ce niveau de scolarité de référence dans la plupart des provinces, nous ne pouvons pas utiliser cet indicateur dans la présente étude comme approximation du capital humain relatif dans les provinces.
7. Il y avait 20 451 répondants au volet canadien de l'EIAA de 2003. En 1994, le nombre était de 5 660. À l'Île-du-Prince-Édouard, le nombre de répondants était de 93 en 1994 (1,6 % du total canadien) et de 645 en 2003 (3,2 % du total).
8. Voir Topel (1999, section 3.4).
9. Nous remercions Angel de la Fuente de nous avoir signalé ce point.
10. Dans le cas de la colonne 1 du tableau 2, seulement, la variable littératie n'est pas significative au moins à 10 %. Dans ce cas, la valeur prédictive est 0,13.